Catalogue no. 21-601-MIE — No. 72
ISSN: 1707-0368
ISBN: 0-662-38269-2

Research Paper

The Redesign of the Canadian Farm Product Price Index

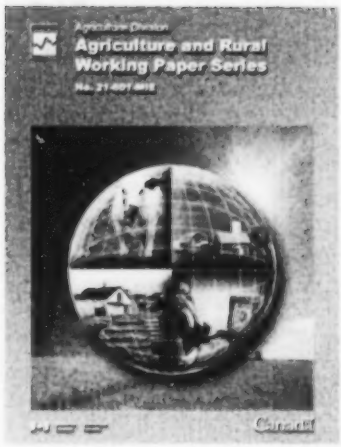
2001

by Andy Baldwin
Industry Measures and Analysis Division, Statistics Canada

Agriculture Division
Jean Talon Building, 12th floor, Ottawa, K1A 0T6

Telephone: 1 800-465-1991

This paper represents the views of the author and does not necessarily reflect opinions of Statistics Canada.



Statistics Canada Statistique Canada

Canada

106-03174/

Statistics
Canada
Agriculture Division

The Redesign of the Canadian Farm Product Price Index

2001

Published by authority of the Minister responsible for Statistics Canada.

© Minister of Industry, 2004.

All rights reserved. No part of this publication may be reproduced, stored in a retrieval system or transmitted in any form or by any means, electronic, mechanical, photocopying, recording or otherwise without prior written permission from Licence Services, Marketing Division, Statistics Canada, Ottawa, Ontario, Canada K1A 0T6.

September 2004

Catalogue No. 21-601-MIE

ISSN 1707-0368
ISBN 0-662-38269-2

Frequency: Occasional

Ottawa

La version française est disponible sur demande (n° 21-601-MIF au catalogue)

Note of appreciation: Canada owes the success of its statistical system to a longstanding partnership between Statistics Canada and the citizens, businesses and governments of Canada. Accurate and timely statistical information could not be produced without their continued co-operation and good will.

Background

The Farm Product Price Index (FPPI) is a monthly series that measures the changes in prices that farmers receive for the agriculture commodities they produce and sell. The price index has separate crop and livestock indexes, a variety of commodity-group indexes such as cereals, oilseeds, specialty crops, cattle and hogs and an overall index - all available monthly and annually for the provinces and for Canada.

The index expresses current farm prices from Statistics Canada's Farm Product Prices Survey as a percentage of prices prevailing in the base period, currently1997=100. Its primary purpose is to serve the measure of Canadian agricultural commodity price movement and as a means to deflate agricultural commodity prices.

Prices are based on either administrative data sources, or monthly surveys of agricultural producers or commodity purchasers. Commodities are priced at point of first transaction. The fees deducted before a producer is paid are excluded (e.g., storage, transportation and administrative costs), but bonuses and premiums that can be attributed to specific commodities are included. Commodity-specific program payments are not included in the price.

The FPPI is based on a five-year basket that is updated every year. This captures the continual shift in agricultural commodities produced and sold. The annual weight base is derived from the farm cash receipts series. There is a two-year lag in the years used to construct the basket because of the availability of farm cash receipts data and to reduce the number of revisions made to the index. Therefore, the years used to construct the basket for year *y* are *y-6* to *y-2*.

The seasonal weighting pattern was derived using the monthly marketings from 1994 to 1998. This weighting pattern remains constant and will only be updated periodically, for instance during intercensal revisions or when the time base is revised.

The methodology of the index and the price series used to construct the index have been designed to control error and to reduce the potential effects of these. However, both administrative and survey data are subject to various kinds of error. Survey data are mainly subject to response and data capture errors. In reporting prices each month, farm survey respondents are asked to report the average prices prevailing in their neighborhood, taking into account the various grades of each commodity marketed. Thus, average prices reported by these respondents may differ from month to month due to changes in price, quality or both. The agencies providing administrative data are considered to be the best sources available, and data received from them are judged to be of very good quality.

The FPPI is not adjusted for seasonality, but the seasonal baskets are used since the marketing of virtually all farm products is seasonal. The index reflects the mix of agriculture commodities sold in a given month. The FPPI allows the comparison, in percentage terms, of prices in any given time period to prices in the base period.

The main elements of the FPPI redesign

The Farm Product Price Index (FPPI) was discontinued with the March 1995 estimates when it was still on a 1986 time base. It was revived in April 2001 due to the continuing demand for an index of prices received by farmers.

The time base of the index was changed from 1986 to 1997, since the System of National Accounts (SNA) switched to estimates at 1997 constant prices. In its initial updating the FPPI was calculated up to March 2001, including all of the months from April 1995 forward for which no official estimates have been published.

The indexes were also revised back to 1992, incorporating substantial changes in the way that they are put together. There was no change in methodology for the indexes before 1992. Although the index levels of the 1997=100 series will be different from those of the 1986=100 series they will continue to show the same percent changes for the period ending in December 1991.

Key changes in methodology

The methodology changes made with the revival of the FPPI are the most substantial in its history. There are five main changes:

1) The new index is an annually reweighted chain price index, so the annual weighting pattern is updated every year. The weighting pattern for an index is also called its basket. The old index was a fixed-basket price index for the most recent period, and its weighting pattern or basket was updated only after ten or more years had elapsed.

2) The new index follows a seasonal-basket concept, where the volume shares of the various commodities are different in each of the twelve months of the calendar year. The old index followed a fixed-basket concept, where those shares were the same for all months of the year. Now there are 12 different weighting patterns used in calculating the months of a calendar year in the FPPI, where before there was only one.

3) In the new index, consistent with its seasonal-basket concept, the annual index number for a given year is a weighted average of the corresponding monthly index numbers. In the old index, consistent with its fixed-basket concept, the annual index number was the mean or simple average of the corresponding monthly index numbers.

4) In the new index, goods for which there are receipts but no marketings have their price movement proxied by a group index (e.g. maple products take their price movement from total crops). In the old index, such goods were simply omitted from the weighting pattern of the FPPI and had no impact on the overall index.

5) In the new index, each annual basket will be based on

marketings for an average of five years; the last annual basket for the old index was based on marketings for an average of four years from 1981 to 1984.

The seasonal-basket formula

The seasonal-basket formula is a variant of what is usually called the Rothwell formula, after Doris Rothwell, an economist with the U.S. Bureau of Labor Statistics, who proposed it in a 1958 paper for the U.S. consumer price index (CPI). However the formula was originally proposed in 1924 by two economists with the U.S. Department of Agriculture, Louis H. Bean and O.C. Stine as an index number for farm prices. Thus the formula adopted was originally designed as an indicator of farm price movements.

The Rothwell formula must be used to calculate indexes of fresh produce in the harmonized indexes of farm product prices of the European Community. Dick Carter, who now works for Statistics Canada, introduced it as the formula for the United Kingdom's agricultural price indexes in 1972, when he worked for the U.K. Ministry of Agriculture, Fisheries and Food. It is also used to calculate series for seasonal commodity groups in the CPIs of several countries, including Japan, France and the United Kingdom.

Updating the basket

The new index's basket is updated every year, whereas the old index's basket was updated every 10 years at most. A basket update no longer implies a change in the base year of the index, as it did in the old index, so it is no longer necessary to rebase the entire historical series every time a new basket is introduced. However, the most recent years of the new index do not have the nice properties of a fixed-basket index, as they did in the old index.

For example, for the year 1999, one calculates an unlinked series with the year 1998 as base, and a basket based on marketings in 1993-97 for all of the months from January 1998 to December 1999. This is an update from the basket used to calculate 1998, when the basket was based on marketings in 1992-96. With each January updating a year is dropped and a year is added in calculating a new index basket.

The unlinked estimate for 1999 is then multiplied by the chain price index number for 1998 on a 1997 base to get the chain index number for 1999 on a 1997 base. The basket is updated but there is no change in the base year of the index, and no revisions to previous years of the series.

It is tempting to perceive the procedure for updating the basket as little more than a five-year moving average, but it is a little misleading to do so, since from one year to another the farm cash receipts are evaluated at different prices. The receipts for 1992-96 are evaluated at 1997 prices, those for 1993-97 at 1998 prices. Evaluating 1993-97 receipts at 1998 prices means that for each commodity receipts for 1993 are deflated by a price index for 1993, receipts for 1994 are deflated by a price index for 1994, and so forth, where all price indexes used as deflators are on a 1998 base. The unlinked series for 1999 is then a fixed-basket index with a 1998 base and a 1993-97 basket.

It would really only be correct to speak of a five-year moving average of marketings if all baskets were evaluated at the same set of prices, but this is not the case as regards the calculation of the index.

Differences in updating of the new index compared to the old index

The differences are substantial. The last time the old index was updated, it was to a 1981-84 basket, an updating that occurred in December 1986. The movement of the old index was revised backward to 1981 based on the new index basket, and the index was rebased to 1981. There was no linking involved to calculate the index from January 1981 forward, since it was essentially a direct fixed-basket index with a 1981-84 basket and a 1981 base period.

On the other hand, it was necessary to backward link the historical series, prior to 1981, so that it too was available on a 1981 base. Because of this linking process, the indexes for the period 1971-80 no longer had the nice properties of a fixed-basket index that they possessed on a 1971 base. For example, it was no longer necessarily true that an aggregate index would have a value somewhere between that of its smallest and largest component series. But the direct fixed-basket index, from 1981 forward, did have these properties.

The new index, because it is always linked forward, makes the rebasing of the series an operation independent from the annual updating of its basket. Any time the new index has its time base changed (for example, from 1997 to 2001), it will be a simple arithmetic operation, not involving any change in basket. Also, because there is a two-year lag between the last year of the five-year basket and the year that the index is updated to incorporate it, there is never any need to revise the index because of basket updatings.

Advantages of the new basket update procedures

The most obvious advantage is operational. There is considerably less work involved in any given basket updating than there was previously, and because they occur every year, they are easier to accommodate in the production schedule. Any decision to move to a new base period can also be easily accommodated because only an arithmetic rebasing of the chain price indexes is required.

However, the more important advantage is conceptual. The FPPI is used as both a short term and a long term indicator of price changes. People interested in making price comparisons from year to year and in following the evolution of price movements over decades both make use of the FPPI. In order to make long term comparisons feasible it is necessary for the index basket to be updated from time to time. An index of farm product prices based on a 1935-9 basket would not be very useful for analyzing farm price movements in the 21st century. On the other hand, any change in basket inevitably creates a discontinuity in the monthly or annual movements of the series.

Infrequent basket changes reduce the number of discontinuities in the series,

but make them more important when they occur. Moreover, infrequent basket changes create problems of their own. It may be necessary to proxy a price index for a commodity in a province where it is no longer produced. On the other hand it is not possible to introduce a new product until there is a new basket updating, which may not occur until long after a new commodity has obtained a substantial market share. With annual updating of baskets, new commodities can be added to a basket or disappearing commodities deleted from it in any year.

Generally speaking, a chain price index should be constructed so that the basket used in its initial year is representative of that year, the basket used in its terminal year is representative of that year and the baskets lying between them change smoothly between the initial and terminal baskets, being approximately linear combinations of the two baskets. The chain price index formula used in the FPPI satisfies these criteria. A 1986-90 basket is reasonably representative of 1992 and a 1995-99 basket of 2001, while the use of a five-year basket reference period ensures that the interim baskets change smoothly from the initial to the terminal basket.

It would not be desirable to link in basket changes that were quickly reversed in later updatings. This would happen if, for example, one linked monthly, so that every twelfth update one would approximately circle back to the initial basket. It would also happen if there were only a single year determining the weighting pattern. The basket for a given year *y* that experienced normal weather conditions following a year in which there was a severe drought would have more in common with the baskets of earlier years than it would with the basket for the previous year.

Revaluing weights at constant prices

Any index basket must have its expenditures expressed in terms of the constant prices of its base period in the case of a direct index, or of its link period, in the case of a chain index. The Industry Product Price Index (IPPI) basket is based on 1997 expenditures and they are not re-expressed in the prices of any other year. This is because from 1997 forward the IPPI is a direct Laspeyres index and its basket reference year and its base year are one and the same. There is no need to re-express its expenditure weights in terms of prices of another year.

The FPPI is not a direct Laspeyres index, but a chain index, and at the annual level, a chain fixed-basket index. The link year for the 1994-98 basket is 1999, so all expenditures for 1999 are re-expressed at 1999 prices. In general, for any five-year basket running from y-5 its expenditures are re-expressed at prices of year *y*.

This ensures a measure of price change for consecutive years that involves only the prices of those years, and does not depend in any way on the prices of the five preceding years.

The FPPI practice is identical with that of the consumer price index. Its most recent basket reference year is 1996, but since the 1996 basket is only linked into the index at December 1998, 1996

expenditures are re-expressed at December 1998 prices.

Meaningful comparisons of the baskets

A direct comparison of the baskets for two different years is an apples with oranges comparison if it is based on the weighting patterns used in the actual FPPI calculation. The 1992-96 basket is evaluated at 1997 prices, while the 1993-97 basket is evaluated at 1998 prices. If a comparison between the two weighting patterns shows a substantial increase in the basket share of a particular commodity for the more recent basket it is unclear if it due to a rise in that commodity's share of the volume of marketings from 1992-96 to 1993-97, or merely due to an increase in its price relative to other commodities from 1997 to 1998.

Any comparison of index baskets should be based on a common set of prices. In a comparison between the new index basket and the previous basket one would generally re-evaluate the basket used for the previous year at the same prices used to evaluate the current year basket. For example, for the 2002 update, a 1996-2000 basket is evaluated at 2001 prices. A comparison with the previous 1995-99 basket at 2000 prices is inappropriate; instead the previous basket should be evaluated at 2001 prices to match the current basket.

An acceptable alternative would be to evaluate both baskets at base year prices (that is, at 1997 prices), especially if three or more baskets were being compared.

Baskets are sensitive to the choice of a common set of prices

Farm prices are volatile. Whatever common set of prices are selected leaves one with an apples and oranges comparison, which one would not have if one compared baskets used in the production cycle directly.

Just because farm prices are so volatile, there would be some merit in basing comparisons for several baskets on a multi-year base period, say 1996-1999 prices rather than 1997 prices.

Measuring price movements

The FPPI contains many commodities that are unavailable in December (e.g. apricots, broccoli, cauliflower). It is not possible to link at December for these series without imputing a December price for them, and it would be better to avoid linking based on imputed prices.

One reason the CPI links at December is to ensure that the December-to-January movement is a measure of pure price change, that is, if all prices show the same rate of change from December to January, the total index will show the identical rate of change. A special case of this would be if all prices in January were the same as those in December; then the total index should show zero change. Linking at December ensures that December and January prices are both measured in terms of the new basket, whereas linking at the year would distort the comparison because of the shift from the old to the new basket. (Whether this objective is actually

achieved, given the important number of seasonally disappearing commodities in the CPI, is a moot point.)

However, in the FPPI the December to January comparison is distorted by the shift from one monthly basket to the next in any case, so this reason for linking at December does not exist. And if one were to link at the year, one would preserve the year-to-year movement as a measure of pure price change or to link at the year, and preserve the year-to-year movement as a measure of pure price change. As was just mentioned many agricultural commodities have no marketings in December, so the year-to-year measure is much more representative of agricultural production in general than the December-to-December movement. The obvious choice for the FPPI is to link at the year. The CPI is not linked at December everywhere, Sweden being one country that links at the year.

The annually-chained index and the role of the monthly basket

It is not necessary to have monthly data for the earlier year to correctly calculate the chain index. This is done for analytical purposes. In a monthly-basket index the 12-month ratios of the index numbers (e.g. January over January, February over February, etc.) should be measures of pure price change, that is, if there is no change in any of the prices from one month to the next, the index change should be nil. While there is a change in the index basket from one month to the next, there is no change in the index basket between the same calendar months of consecutive years.

Unfortunately, this is not the case in the FPPI because it is an annually-chained index, so the basket does change between the same calendar months of consecutive years. We calculate the chain links as 24-month spans so that have a measure of pure price change for 12-month changes (i.e. what the change would be if the 12-month change were not distorted by basket shifts).

It means that every year is essentially calculated twice: The year 1999 will be calculated initially based on a 1994-1998 basket, and these estimates will become part of the FPPI. It will be calculated again based on a 1995-1999 basket, and these estimates will only be used to analyze price movements between 1999 and 2000.

There would be some merit in calculating each unlinked span for an extra year, so that if the basket went from year *y-5* to *y-1* it would be calculated over the years from *y-1* to *y*, even though it would only be used as the basket for year *y*. This would mean that each year-over-year change would be comparable with a previous year-over-year change based on the same basket. Also, the pure price change component of each 12-month change would be comparable to a 12-month change for the previous year based on the identical basket. Then one could decompose the 12-month change in the index between a pure-price-change component (i.e. what the change would be if the index kept its original basket) and a component for the interaction between price change and basket change.

This was not implemented because it is already a fair amount of extra work to calculate all unlinked series over a 24-

month span, and it would have no influence on the quality of the index itself, only the quality of the analysis. Nevertheless, this is something that might be implemented in the future.

Extending the spans backwards or forwards beyond 36 months to cover 48 or 60 months one would come into increasing problems of non-comparability due to changes in the number of commodities or the industry classification. Also, if one creates unlinked series for an annually-linked chain series over too long a span, it raises the question why one is calculating such a series at all. One might just as well chain every five or ten years as used to be done with the FPPI.

The analysis of component contributions to a pure price measure of 12-month change

The pure price change measure of 2-month change, as with any measure of pure price change, can be broken down into additive component of change, and that is another benefit of calculating the data over a 24-month span. Because of the chain linking, it is not generally possible to calculate component contributions to 12-month change for the overall index, in the sense of a set of component contributions whose sum is the 12-month percent change of the aggregate index.

The FPPI compared to Statistics Canada's other chain indexes

It is instructive to compare the FPPI to the monthly or quarterly chain price indexes published by Prices Division for building construction: the apartment building construction price indexes, the new housing price index (NHPI), and the non-residential building construction price indexes.

The New Housing Price Index (NHPI), for example, has its basket updated every year to reflect building completions for the last three years at base year constant prices, and these are used to weight component price indexes with the same base year for the thirteen months from December to December only, linking being at December rather than at the year. Since linking is at December, the December-to-December movement is a measure of pure price change, but the same is not true for any calendar month. There is no way to know how much of the 12-month change in the NHPI is due to pure price change because of the short span of the calculation. Consequently, analysts are forced either to ignore the 12-month changes in the index, or to treat them as if they were measures of pure price change, even though this is not so.

Likewise, the year-to-year movement of the NHPI does not represent a measure of pure price change, unlike the year-to-year movement of the FPPI. And there is no way of knowing how the change from one basket to another distorts this year-to-year movement, as one would know if each consecutive unlinked NHPI series were calculated over a 24-month span, like the FPPI.

Applicability of the seasonal-basket approach to the Farm Input Price Index

The Farm Input Price Index (FIPI) is now an annual price index so for now at least a seasonal-basket price index is a moot point. The source of weights for the FIPI when it was a quarterly index was Farm Operating Expenses and Depreciation Charges for 1992. This was an annual survey and so did not provide the weighting information required to calculate a seasonal-basket index.

This being said, many of the expenses associated with farming (fertilizer use, seeding) are highly seasonal, and this would argue for a seasonal-basket approach to the FIPI if the quarterly FIPI were ever restored and redesigned in the manner of the FPPI.

At the same time, many of the expenses associated with farming (mortgage and non-mortgage interest, farm rent) are decidedly non-seasonal, so a top-to-bottom seasonal-basket approach such as has been implemented in the FPPI redesign would never be appropriate for the FIPI.

Calculating the monthly weighting patterns for each product

For each product, for each province, the average of marketings for the five years, 1994-98 was calculated for each month of the year. Then the 12 monthly shares for the province-product pair are calculated. To obtain the monthly revenue weight for a given province-pair, the annual revenue weight for a particular year is multiplied by the relevant monthly share. The sum of these monthly weights equals the annual weight.

Seasonal commodities such as fresh strawberries or fresh corn

The treatment of seasonal commodities is one of the major strengths of the new approach. Using the old annual-basket approach, seasonal commodities, for example, sweet corn and strawberries had the same basket share in every month of the year. One had to impute prices for such commodities in months when there were no marketings. Using a monthly-basket approach, if there were no marketings for a commodity in a given calendar month in 1994-98, then it simply falls out of the index basket. There is no need to impute a fictive price for it.

When prices are first established for seasonal fresh fruits and vegetables, they are based on farm income forecast work carried out by Agriculture and Agri-Food Canada (AAFC), the provinces and Statistics Canada (STC). At the end of the season a survey is conducted to obtain the amount of the commodity harvested and the dollar value received for the crop. Based on these data, an average price for the season is established. Farmers sell their product at whatever the market offers, however, it would be prohibitively costly to collect monthly prices for the wide range of commodities to which prices must be assigned. One price for the season is established and farm cash receipts data are calculated from that price using an established marketing pattern for each of the commodities.

If there were no marketings for a seasonal commodity in a given month in 1994-98, but there were some thereafter there would be a shift in the overall seasonal pattern of production of an agricultural commodity that is substantial enough to make the season last an additional month, something which doesn't happen very often. But even if it did happen, the monthly weighting patterns for fresh vegetables would be updated when we move to an updated seasonal profile of marketings.

Until then, we would simply ignore any prices for fresh corn in November and they would have no impact on our index. In the existing weighting pattern, even the month of October has only a 5% share of marketings of fresh corn for the province of Ontario, and November has nothing. So any marketings of corn in November would likely account for much less than 5% of the corn total. Assuming a marketings share of 0%, as is done now, is much closer to reality than assuming a share of 8⅓% (one twelfth), as was done under the old fixed-basket approach.

If there were marketings for fresh corn in November 2001 but not for any other year in the decade such marketings might be reflected in an updated seasonal weighting pattern if the year 2001 were part of it. Obviously if one only has November marketings of fresh corn about once every 10 years there would be little cause to extend the in-season months for fresh corn to include November, and one would probably be well advised to edit out such expenditures from the seasonal weighting pattern.

What happens if we have the opposite problem and due to an early frost there are no marketings of corn in October? This kind of scenario is more likely to occur than the one we just discussed. In this case, there would be no market price for corn but it would still have a basket share in the October index, so an imputed price would have to be assigned to it.

In such situations, the imputed price would be the weighted average price for the months through September. Although one could argue for other solutions, such an imputation is simple, does not depend on price information external to the stratum or the commodity in question and gives the same annual price as one would obtain if one simply ignored October in calculating the annual price. Also, as noted above, at present only one annual price is calculated for seasonally disappearing commodities anyway, so it is logical to impute this price in a month where there are no marketings.

Only one annual price is calculated for seasonally disappearing commodities so this is the price that would be assigned. If sufficient resources ever became available to have monthly pricing for some of these commodities, then another imputation procedure would have to be considered.

In the official Consumer Price Index, imputation for seasonally disappearing commodities is based on the price movement of continuously priced items in the same group as the target series. This amounts to a poor man's version of seasonal weighting. If the FPPI had monthly pricing for seasonally disappearing items, it could seek to

impute prices for out-of-season months more in line with the economic notion of shadow or scarcity prices.

All farm commodities without exception have seasonal marketing patterns and on this basis it makes sense to calculate the whole index as a seasonal-basket index. The European Union (EU) approach, which requires that fresh fruit and fresh vegetables have fixed-basket shares within the overall index has the drawback of not being consistent in aggregation. If one reformulates such an index in terms of greenhouse products and field products for example, and aggregates to a total, one will not get the same result as using the primary commodity classification. This problem does not exist for the FPPI aggregation; one gets the same overall index however one chooses to reorganize groups and subgroups of commodities because they are all generated from the same underlying seasonal weighting patterns.

Even if one were to adopt a more restrictive definition of seasonal commodities it is difficult to justify limiting it to fresh fruit and vegetables as the EU does. What about Christmas trees, for example, which are far more seasonal in their marketings than virtually any item of fresh produce?

It should be remembered that in defining their standard for harmonization the EU was constrained by the fact that its standard must be implemented by a country like Luxemburg with both limited resources for calculating farm product price indexes and limited interest, given its modest agricultural bases, in doing so. Also, virtually none of the countries in the EU, with the possible exception of Finland and Sweden, would have such an extreme seasonal profile of production as Canada. In many European countries field production can generate two or more crops a year, something that Canadian farmers can only dream about.

Price imputations for seasonally disappearing commodities

It is sometimes necessary to make price imputations for seasonally disappearing commodities if one's monthly weighting pattern is based on a typical seasonal profile rather than the monthly marketings of the year in question. The Dutch economist Bert Balk suggested that the monthly weights for a given year be based on the given year pattern of marketings and the Balk formula actually was implemented by the Netherlands Central Bureau of Statistics for their agricultural output price indexes, the Dutch counterpart of our own FPPI.

Using the Balk formula, there is never any need for seasonal imputation, and there are never any monthly prices that go ignored in the index. If marketings for corn exceptionally occur in December then because the weighting is based on current marketings its December prices are incorporated in the December measure. If on the other hand there are no marketings in October, then corn drops out of the index in that month for that year, but not for other months where there are marketings. There is no need to impute an October price for corn if there are no marketings of it.

From an operational viewpoint, a Balk index is both more difficult to calculate than the Rothwell index (as mentioned

above, the FPPI is based on the Rothwell formula) and more subject to revision. It would hardly be consistent to adopt a basket reference period that does not even incorporate the given year but use a seasonal-basket formula based on the given year seasonal pattern.

From a conceptual viewpoint, the greater comparability of the Balk index is obtained at a certain price in comparability. (Yuri Dikhanov has noted that the idea of achieving both comparability and representativeness in a price index is not unlike the Heisenberg Uncertainty Principle in nuclear physics on determining location and speed of an elementary particle: it is impossible to determine both simultaneously.) The 12-month changes of the unlinked spans of the FPPI are measures of pure price change; those of the Balk index are distorted by basket shifts.

That being said, it would be of considerable interest to recalculate the FPPI according to the Balk formula and see how different it is from the existing index.

Weighting the annual indexes with the monthly index numbers

The monthly shares of marketings of many farm products are highly unequal, with most of the marketings occurring in only two or three months of the year, and in the same two or three months of the year, year after year. One cannot have much confidence in an annual index based on equal weighting of the monthlies if the different months have such unequal contributions to annual output. This is the more so since product prices are highly and negatively correlated with marketings, being much lower in the months with the largest shares of marketings than in other months of the year. For some products, like field-grown strawberries, there are no marketings at all except in a couple months of the year.

The annual unit prices of commodities

The annual unit price for a commodity is calculated as the total annual revenue divided by the total annual price. This amounts to a weighted average of monthly prices, weighting by same year quantities. By contrast, the annual prices in the FPPI are weighted averages of monthly quantities weighting by average monthly quantities. However, this kind of a weighted average would be much closer to an annual unit price than a simple average of monthly prices. This is another difference between the Rothwell formula used in the FPPI and the Balk formula. The annual prices in the Balk formula are unit prices.

The fundamental issue is one of representativeness. One would not want to give an equal weight to September and January in an annual price for fresh corn anymore than one would want to give equal weight to Ontario and Newfoundland in an index for fresh corn. One wants the average annual price to be properly representative of the relative importance of marketings in the different months of the year.

Understanding the monthly changes

Because the index basket changes from one month to the next, the FPPI does not

provide a measure of pure price change for monthly movements. Even if there is no change in prices from one month to the next there can still be a change in the index due to the change in the basket.

However it is possible to decompose the monthly change in the FPPI, as with the change in a Paasche price index, into a pure price change component and a residual component, for all months except January.

The December-to-January change is distorted not only by the switch from one monthly basket to another but from one annual basket to another. However, the December-to-January change of the unlinked series can be decomposed in the same way as the changes for the other months of the year.

The pure price change component measures what the change in the FPPI would be if there were no change in the monthly basket. The October-to-November measure then would be based on the October basket. Because the October basket is used in both months of the year, the calculation of the pure price change component entails the calculation of imputed prices for some commodities that go out of season in November, fresh corn for example.

The previous and given month baskets are not on an equal footing when it comes to analysis of contributions to percent changes, because percent changes themselves are not symmetrical. Instead, they are backward looking constructs; their base is always the previous period value. The *simple* change in index numbers between October and November can be indifferently decomposed into a pure price change and a residual component based on the October or the November basket. However the *relative* change in index numbers between October and November requires that both components be divided by the October index number, and only a pure price change component based on the October basket would still be uninfluenced by basket change when scaled in this way.

The monthly price movements of the FPPI don't mean very much, especially for the most seasonal commodity groups like fruits and vegetables, but neither do the monthly movements for a fixed-basket price index. What precisely would the June-to-July movement for a fixed-basket price index for fresh vegetables signify for example? If the price of corn were imputed using the last in-season price then the June-to-July movement for fresh corn would actually reflect the October-to-July movement. If this movement were substantial enough the measured June-to-July movement for fresh vegetables might actually exceed the June-to-July movements of any of the vegetable items for which prices existed in both June and July. Thus the fixed-basket price index would contradict one of the basic characteristics of an indicator of pure price change, that the aggregate measure be bounded by its highest and lowest components.

It is only when one reconstructs monthly price movements using the monthly baskets that are building blocks of seasonal-basket price indexes that any meaningful analysis is possible.

Monthly measures of pure price change

Professor Erwin Diewert suggests that where there are large shifts in the index basket for one month to the next, an indicator based on both baskets would be more appropriate. Professor Diewert suggested a Fisher-type indicator, but it would seem that an Edgeworth-Marshall-type indicator would be more appropriate to the needs of the FPPI.

With an Edgeworth-Marshall type indicator one would calculate an average of the October and November baskets and then calculate the October-November movement based on these average basket shares. Once these measures were calculated for the individual provinces they could be aggregated to obtain national estimates.

A Fisher-type indicator would require that one calculate two indicators of pure price change: one based on an October basket, the other based on a November basket, and then take their geometric mean. Because Fisher-type indexes are not consistent in aggregation, one could not calculate Fisher-type measures at the provincial level and then aggregate them to get national estimates. Instead one would have to calculate October-based and November-based estimates right to the national level, then take their geometric mean, which is more complicated.

Also, unlike Edgeworth-Marshall type indicators, one cannot calculate component contributions to aggregate price change that sum exactly to the percentage change of the aggregate (although in most cases, the differences would be trivial).

Perhaps most significant, a Fisher-type indicator is a symmetric average of the indexes based on the October and November baskets. An Edgeworth-Marshall-type indicator is an asymmetric average of the same indexes, weighted by each month's share of combined October-November volumes. If almost all marketings were in October, the Edgeworth-Marshall-type estimate would be closer to an October-based estimate than a November-based estimate, as one would reasonably expect.

The differences between the two types of crosses can be substantial. In May 2001, Alberta potatoes showed a 1.8% decrease based on an April basket and a 3.8% increase based on a May basket. Given that over three quarters of marketings over April-May were in April, the Fisher-type estimate, a 0.9% increase, was unrealistic. The Edgeworth-Marshall estimate, showing a decline of -0.4%, was much more reasonable.

If one were only to calculate one analytical measure of monthly price change it should probably be the Edgeworth-Marshall type indicator. The Laspeyres-type indicator based on the previous-month basket is however quite interesting since it permits a decomposition of the monthly change of the official series into pure price change and residual components, but strictly as a measure of monthly price change, the Edgeworth-Marshall indicator would be more representative and in this sense the superior indicator.

The Laspeyres-type indicator would only have to impute prices for a seasonally

disappearing commodity in the first month following its in-season; the Edgeworth-Marshall-type indicator would also have to impute prices for the first month preceding its in-season. For example, in Ontario, fresh corn is in-season from July to October. While a Laspeyres-type indicator would only have to impute prices for fresh corn in November, an Edgeworth-Marshall-type indicator would also have to impute prices for fresh corn in June as well. (No imputation at all would be required for the simple calculation of the FPPI estimates.) In a fixed-basket price index, it would of course, be necessary to impute prices for fresh corn for the entire eight-month period that it is out-of-season.

Comparing the FPPI in Canada with the U.S. Prices Received by Farmers Index

A major inspiration was the reconstruction of the U.S. Prices Received by Farmers Index. It had a number of features that were emulated in the FPPI redesign:

- A seasonal weighting pattern for the 12 months of the year for all commodities,
- An update of the index basket every year based on marketings for the last five years prior to the previous year,
- A considerably increase in the commodity coverage of the index.

Officials in the United States Department of Agriculture (USDA) were most helpful in responding to enquiries about their index, which was of great benefit to the FPPI redesign.

Plans to introduce a seasonal weighting pattern for the FPPI when its basket was next updated had already been made when the index was discontinued in 1995. Nevertheless, the USDA's switch to a seasonal-basket approach was a great encouragement to everyone who worked on the FPPI redesign. It confirmed that a seasonal-basket approach from top to bottom was viable, and it provided an additional incentive (compatibility with the USDA index) for adopting a seasonal-basket approach for the FPPI.

The FPPI is a chain index with a new annual basket linked into the index every year, and where the link is at the year and not at the month. The USDA index is more like a Paasche price index, with a new annual basket slipped into the index every year, without any linking. This means that the annual price change is not a measure of pure price change, as it is in the FPPI.

For each year, the USDA calculates a five-year average of farm cash receipts at current prices, so that the weighting pattern reflects the price structure of all five years. By contrast, the STC index calculates a five-year average of farm cash receipts at link year prices, as described above. Therefore the weighting pattern of the STC index reflects the pattern of marketings of the five different years but the price structure only of the base year, while the weighting pattern of the USDA index reflects the pattern of marketings of the five different years, and also the price structure of the five different years. For example, for the year 2000, the STC basket would be based on 1994-1998 farm cash receipts at 1999 prices, which is appropriate to calculating the price

change between 1999 and 2000. The USDA weighting pattern would be based on 1994-1998 farm cash receipts at current prices, so the weights reflect 1994-1998 prices. Given that their index formula is more like that of a Paasche price index than anything else, it would make more sense for the USDA to re-express the farm cash receipts at 1990-1992 prices, since the USDA index is at 1990-92=100. But it would be better still if they calculated their index as an annually reweighted chain index, and duplicated the FPPI calculation of annual baskets.

Annual FPPIs are calculated as weighted averages of monthly FPPIs, consistent with the monthly-basket concept of the index. The USDA calculates annual indexes as the means of the monthly indexes, which is inconsistent with its monthly-basket approach to calculating the monthly series, and does not ensure that each month is fairly represented in the annual index[1].

The STC index includes commodities for which there are farm cash receipts but no marketings in the index basket, allowing them to influence the relative importance of the category to which they belong (crop or livestock). The USDA index simply excludes such commodities from the index. The index for prices received by farmers has a three-year base period (1990-2); the base period of the FPPI is a single year (1997).

Except for the use of a multi-year base period, all of these differences are improvements on the USDA methodology, and provide a more meaningful indicator of farm price movements.

The USDA methodology notes that "a 3-year ... base period was selected since it provides ... base period prices for comparison purposes that are overall closer to historical price trends than a 1-year period provides."[2] The volatility of farm prices is such that a multi-year base period is to be preferred to any single-year base period.

A 1997 base period was chosen for the FPPI because of the rebasing of SNA expenditure estimates to 1997 constant prices, and the rebasing of most of Statistics Canada's price indexes to 1997=100. It was considered more important to have the FPPI series comparable with other published price indexes than to have a base period that better met its special needs.

This difference between the American and the Canadian index is revelatory of a difference in philosophy between the statistical programs of the two countries. In the United States there are many agencies associated with their statistical program, and there is greater emphasis on delivering products that are useful to their client groups. In Canada there is a centralized statistical agency, Statistics Canada, and there is a greater emphasis on compatibility of all economic statistics with the SNA.

1. As noted by Milton et al. (1995), p.7, federal regulations relating to the calculation of parity prices require the USDA to calculate its annual indexes as a simple average of monthly indexes. These regulations are anachronistic for the seasonal-basket monthly price index that the indexes of prices received by farmers has become.

2. See Milton et al, 1995, p.1.

Base period impacts on the estimated price movements

At the annual level, the FPPI is a chain fixed-basket price index, but not a chain Laspeyres price index. If it were a true chain Laspeyres index the choice of base period would impact on the movement of the series, since a single-year base period would also imply a single-year basket.

If the FPPI had a multi-year base period, one might get a better idea of the general trend in prices of different commodities over the recent period by eyeballing the most recent annual estimates. A single-year base period is not as well suited to this, since the most recent annual estimate for a particular commodity may be higher than the FPPI average simply because its 1997 price was unusually low, and it would not show an unusually high level if the comparison was based on, say, a 1996-1998 base period.

This is, all things considered, a minor disadvantage when contrasted with the advantages of compatibility with other price and volume measures for Statistics Canada. Perhaps in the future the SNA will return to multi-year set of constant prices (from 1926-47, the estimates of gross national product were calculated at 1935-9 constant prices) and then there will no longer be a need to choose a somewhat inappropriate base period in the interest of consistency with the SNA.

References

Baldwin, Andrew, "A seasonal-basket price index for fresh vegetables", *Consumer prices and price indexes* (Cat. 62-010-XPB), Statistics Canada: April-June 1987: 105-124.

———, "Seasonal baskets in consumer price indices", *Journal of Official Statistics*, vol.6, 3, 1990: pp.251-273.

Balk, Bert M. "Studies on the Construction of Price Index Numbers for Seasonal Products". Doctoral dissertation. University of Amsterdam, 1984.

Bean, L.H. and O.C.Stine, "Four Types of Index Numbers of Farm Prices", *Journal of the American Statistical Association*, XIX, 1924: pp.30-35.

Berger, Jacques, *La mesure des mouvements des prix agricoles : Indice des produits agricoles à la production (IPPAP) présentation de la base 1990*, l'Institut national de la statistique et des études économiques, INSÉÉ Résultats no. 429, novembre 1995.

Carter, R.G. and E.T. Richards, "An Additional Series of Agricultural Price Indices", *Economic Trends*, No. 259, May 1975, pp.95-101.

Diewert, W.E, "The Treatment of Seasonality in the Cost-of-Living Index", in Diewert and Montmarquette (eds.) *Price Level Measurement: Proceedings from a Conference Sponsored by Statistics Canada*, pp. 1019-1045.

Dominion Bureau of Statistics, *Index Numbers of Farm Prices of Agricultural Products (Revised Using the New Time Base, 1961=100)*, Cat.62-529, Ottawa: 1969.

Eurostat, *Methodology of EC Agricultural Price Indices (Output and Input)*, Luxemburg : Office for Offical Publications of the European Union, 1985.

Krabicka, Vaclav and others, "Farm Input Price Index (1981=100) (Reference Paper)" (draft), Statistics Canada, Prices Division, 1989.

Milton, Bob, Doug Kleweno and Herb Vanderberry, *Reweighting and Reconstructing USDA's Indexes of Prices Received and Paid by Farmers*, U.S. Department of Agriculture, Economics Statistics Branch, ESB Staff Report No. ESB-95-01, 1995.

Rothwell, Doris P., "Use of Varying Seasonal Weights in Price Index Construction", *JASA*, XLIII, 1958: 66-77.

Shepherd, Geoffrey, "Appraisal of Alternative Concepts and Measures of Agricultural Parity Prices and Incomes", Staff Paper 10 in Price Statistics Review Committee of the National Bureau of Economic Research (ed.), *The Price Statistics of the Federal Government*, Washington : National Bureau of Economic Research, 1961: 459-502.

Statistics Canada, *Farm Product Price Index*, Cat.21-007-XIB, monthly, February 2001 and after.

Swanson, Earl R., "Unit Value Pricing of Prices Received by Farmers", Staff Paper 11 in *The Price Statistics of the Federal Government*, 1961: 503-525.

Agriculture and Rural Working Paper Series

(* The *Agriculture and Rural Working Paper Series* is now available on Statistics Canada's Web Site (www.statcan.ca). From the *Our products and services* page, under *Browse our Internet publications (PDF or HTML)*, choose *Free*.)

No.1 (21-601-MPE1980001) **A Description of Theil's RMPSE Method in Agricultural Statistical Forecasts (1980)**, Stuart Pursey

No.3 (21-601-MPE1981003) **A Review of the Livestock Estimating Project with Recommendations for the Future (1981)**, Bernard Rosien and Elizabeth Leckie

No.4 (21-601-MPE1984004) **An Overview of the Canadian Oilseed Industry (1984)**, Glenn Lennox

No.5 (21-601-MPE1984005) **Preliminary Analysis of the Contribution of Direct Government Payments to Realized Net Farm Income (1984)**, Lambert Gauthier

No.6 (21-601-MPE1984006) **Characteristics of Farm Entrants and their Enterprises in Southern Ontario for the Years 1966 to 1976 (1984)**, Jean B. Down

No.7 (21-601-MPE1984007) **A Summary of Commodity Programs in the United States (1984)**, Allister Hickson

No.8 (21-601-MPE1984008) **Prairie Summerfallow Intensity: An Analysis of 1981 Census Data (1984)**, Les Macartney

No.9 (21-601-MPE1985009) **The Changing Profile of the Canadian Pig Sector (1985)**, Mike Shumsky

No.10 (21-601-MPE1986010) **Revisions to the Treatment of Imputed House Rents in the Canadian Farm Accounts, 1926-1979 (1986)**, Mike Trant

No.11 (21-601-MPE1992011) **The Ratio Estimator: an Intuitive Explanation and Its Use in Estimating Agriculture Variables (1992)**, François maranda and Stuart Pursey

No.12 (21-601-MPE1991012) **The Impact of Geographic Distortion Due to the Headquarters Rule (1991)**, Rick Burroughs

No.13 (21-601-MPE1991013) **The Quality of Agriculture Data - Strengths and Weaknesses (1991)**, Stuart Pursey

No.14 (21-601-MPE1992014) **Alternative Frameworks for Rural Data (1992)**, A.M. Fuller, Derek Cook and Dr. John Fitzsimons

No.15 (21-601-MPE1993015) **Trends and Characteristics of Rural and Small Town Canada (1993)**, Brian Bigs, Ray Bollman and Michael McNames

No.16 (21-601-MPE1992016) **The Microdynamics and Farm Family Economics of Structural Change in Agriculture (1992)**, Phil Ehrensaft and Ray Bollman

No.17 (21-601-MPE1993017) **Grains and Oilseeds Consumption by Livestock and Poultry, Canada and Provinces 1992**, Livestock and Animal Products Section

No.18 (21-601-MPE1994018) **Trends and Patterns of Agricultural Structural Change: Canada / US Comparison**, Ray Bollman, Leslie A. Whitener and Fu Lai Tung

No.19 (21-601-MPE1994019) **Farm Family Total Income by Farm Type, Region and Size for 1990 (1994)**, Saiyed Rizvi, David Culver, Lina Di Piétro and Kim O'Connor

No.20 (21-601-MPE1991020) **Adjustment in Canadian Agriculture (1994)**, George McLaughlin

No.21 (21-601-MPE1993021) **Microdynamics of Farm Size Growth and Decline: A Canada-United States Comparison**, Fred Gale and Stuart Pursey

No.22 (21-601-MPE1992022) **The Structures of Agricultural Household Earnings in North America: Positioning for Trade Liberalization**, Leonard Apedaile, Charles Barnard, Ray Bollman and Blaine Calkins

No.23 (21-601-MPE1992023) **Potatoes: A Comparison of Canada/USA Structure**, Glenn Zepp, Charles Plummer and Barbara McLaughlin

No.24 (21-601-MPE1994024) **Farm Structure Data: A US-Canadian Comparative Review**, Victor J. Oliveira, Leslie A. Whitener and Ray Bollman

No.25 (21-601-MPE1994025) **Grain Marketing Statistics Statistical Methods Working Paper Version 2**, Karen Gray

Agriculture and Rural Working Paper Series (continued)

(* The *Agriculture and Rural Working Paper Series* is now available on Statistics Canada's Web Site (www.statcan.ca). From the *Our products and services* page, under *Browse our Internet publications (PDF or HTML)*, choose *Free*.)

No.26	(21-601-MPE1994026)	**Farm Business Performance: Estimates from the Whole Farm Database**, W. Steven Danford
No.27	(21-601-MPE1994027)	**An Attempt to Measure Rural Tourism Employment**, Brian Biggs
No.28*	(21-601-MIE1995028)	**Delineation of the Canadian Agricultural Ecumene for 1991**, Timothy J. Werschler
No.29	(21-601-MPE1995029)	**Mapping the Diversity of Rural Economies: A preliminary Typology of Rural Canada**, Liz Hawkins
No.30*	(21-601-MIE1996030)	**Structure and Trends of Rural Employment: Canada in the Context of OECD Countries**, Ron Cunningham and Ray D. Bollman
No.31*	(21-601-MIE1996031)	**A New Approach to Non-CMA/CA Areas**, Linda Howatson-Leo and Louise Earl
No.32	(21-601-MPE1996032)	**Employment in Agriculture and Closely Related Industries in Rural Areas: Structure and Change 1981-1991**, Sylvain Cloutier
No.33*	(21-601-MIE1998033)	**Hobby Farming - For Pleasure or Profit?**, Stephen Boyd
No.34*	(21-601-MIE1998034)	**Utilization of Document Imaging Technology by the 1996 Canadian Census of Agriculture**, Mel Jones and Ivan Green
No.35*	(21-601-MIE1998035)	**Employment Patterns in the Non-Metro Workforce**, Robert Mendelson
No.36*	(21-601-MIE1998036)	**Rural and Small Town Population is Growing in the 1990s**, Robert Mendelson and Ray D. Bollman
No.37*	(21-601-MIE1998037)	**The Composition of Business Establishments in Smaller and Larger Communities in Canada**, Robert Mendelson
No.38*	(21-601-MIE1998038)	**Off-farm Work by Census-farm Operators: An Overview of Structure and Mobility Patterns**, Michael Swidinsky, Wayne Howard and Alfons Weersink
No.39*	(21-601-MIE1999039)	**Human Capital and Rural Development: What Are the Linkages?**, Ray D. Bollman
No.40*	(21-601-MIE1999040)	**Computer Use and Internet Use by Members of Rural Households**, Margaret Thompson-James
No.41*	(21-601-MIE1999041)	**RRSP Contributions by Canadian Farm Producers in 1994**, Marco Morin
No.42*	(21-601-MIE1999042)	**Integration of Administrative Data with Survey and Census Data**, Michael Trant and Patricia Whitridge
No.43*	(21-601-MIE2001043)	**The Dynamics of Income and Employment in Rural Canada: The Risk of Poverty and Exclusion**, Esperanza Vera-Toscano, Euan Phimister and Alfons Weersink
No.44*	(21-601-MIE2001044)	**Rural Youth Migration Between 1971 and 1996**, Juno Tremblay
No.45*	(21-601-MIE2001045)	**Measuring Economic Well-Being of Rural Canadians Using Income Indicators**, Carlo Rupnik, Margaret Thompson-James and Ray D. Bollman
No.46*	(21-601-MIE2001046)	**The Geographical Patterns of Socio-Economic Well-Being of First Nations Communities in Canada**, Robin P. Armstrong
No.47*	(21-601-MIE2001047)	**Distribution and Concentration of Canadian Livestock**, Martin S. Beaulieu
No.48*	(21-601-MIE2001048)	**Intensive Livestock Farming: Does Farm Size Matter?**, Martin S. Beaulieu
No.49*	(21-601-MIE2001049)	**Agriculture Statistics for Rural Development**, Ray D. Bollman
No.50*	(21-601-MIE2001050)	**Rural and Small Town Employment: Structure by Industry**, Roland Beshiri and Ray D. Bollman

Agriculture and Rural Working Paper Series (end)

(* The *Agriculture and Rural Working Paper Series* is now available on Statistics Canada's Web Site (www.statcan.ca). From the *Our products and services* page, under *Browse our Internet publications (PDF or HTML)*, choose *Free*.)

No.51*	(21-601-MIE2001051)	**Working Time: How do Farmers Juggle with it and How has it Impacted Their Family Total Income**, Sylvain Cloutier
No.52*	(21-601-MIE2001052)	**Growers of Genetically Modified Grain Corn and Soybeans in Quebec and Ontario: A Profile**, Bernard Hategekimana
No.53*	(21-601-MIE2002053)	**Integration of Canadian and U.S. Cattle Markets**, Rita Athwal
No.54*	(21-601-MIE2002054)	**Genetically Modified Grain Corn and Soybeans in Quebec and Ontario in 2000 and 2001,** Bernard Hategekimana
No.55*	(21-601-MIE2002055)	**Recent Migration Patterns in Rural and Small Town Canada,** Neil Rothwell et al
No.56*	(21-601-MIE2002056)	**Performance in the Food Retailing Segment of the Agri-Food Chain**, David Smith and Michael Trant
No.57*	(21-601-MIE2002057)	**Financial Characteristics of Acquired Firms in the Canadian Food Industry**, Martin S. Beaulieu
No.58*	(21-601-MIE2002058)	**Provincial Trade Patterns**, Marjorie Page
No.59*	(21-601-MIE2002059)	**An Analysis of Profits within the Canadian Food Processing Sector**, Rick Burroughs and Deborah Harper
No.60*	(21-601-MIE2002060)	**Rural Diversification**, Marjorie L. Page
No.61*	(21-601-MIE2002061)	**Definitions of « Rural »**, Valerie du Plessie et al
No.62*	(21-601-MIE2003062)	**A Geographic Profile of Canadian Livestock**, Martin S. Beaulieu et Frédéric Bédard
No.63*	(21-601-MIE2003063)	**Sub-provincial Income Disparity in Canada: Evidence from 1992 to 1999**, Alessandro Alasia
No.64*	(21-601-MIE2003064)	**Canada – Mexico Agricultural Economies and Trade Under Closer North American Relations**, Verna Mitura et al
No.65*	(21-601-MIE2003065)	**Computer Technology Adoption by Canadian Farm Businesses: An Analysis Based on the 2001 Census of Agriculture**, Jean Bosco Sabuhoro and Patti Wunsch
No.66*	(21-601-MIE2004066)	**Factors Associated with Household Internet Use in Canada**, Vik Singh
No.67*	(21-601-MIE2004067)	**Mapping the Socio-Economic Diversity of Rural Canada: A Multivariate Analysis**, Alessandro Alasia
No.68*	(21-601-MIE2004068)	**The Effect of FDI on Agriculture and Food Trade: An Empirical Analysis**, W.H. Furtan and J.J. Holzman
No.69*	(21-601-MIE2004069)	**Canada's Beef Cattle Sector and the Impact of BSE on Farm Family Income**, Verna Mitura and Lina Di Piétro
No.70*	(21-601-MIE2004070)	**Measuring Industry Concentration in Canada's Food Processing Sectors**, Darryl Harrison and James Rude
No.71*	(21-601-MIE2004071)	**Trends in Non-farm Self-employment Activity for Rural Women**, Valerie du Plessis

N° 21-601-MIF au catalogue — N° 72
ISSN: 1707-0376
ISBN: 0-662-77980-0

Document de recherche

Remaniement de l'Indice des prix des produits agricoles au Canada

2001

par Andy Baldwin
Division des mesures et de l'analyse des industries, Statistique Canada

Division de l'agriculture
Immeuble Jean-Talon, 12e étage, Ottawa, K1A 0T6

Telephone: 1 800-465-1991

Toutes les opinions émises par l'auteur de ce document ne reflètent pas nécessairement celles de Statistique Canada

Statistique Canada Statistics Canada

Canada

Statistique
Canada
Division de l'agriculture

Remaniement de l'Indice des prix des produits agricoles au Canada

2001

Publication autorisée par le ministre responsable de Statistique Canada.

© Ministre de l'Industrie, 2004.

Tous droits réservés. Il est interdit de reproduire ou de transmettre le contenu de la présente publication, sous quelque forme que ce soit ou par quelque moyen que ce soit, enregistrement sur support magnétique, reproduction électronique, mécanique, photographique ou autre, ou de l'emmagasiner dans un système de recouvrement, sans l'autorisation écrite préalable des Services de concession des droits de licence, Division du Marketing, Statistique Canada, Ottawa (Ontario), Canada K1A 0T6.

Septembre 2004

N° 21-601-MIF au catalogue

ISSN 1707-0376
ISBN 0-662-77980-0

Périodicité : Occasionnelle

Ottawa

This publication is available in English upon request (Catalogue no. 21-601-MIE)

Note de reconnaissance : Le succès du système statistique du Canada repose sur un partenariat bien établi entre Statistique Canada et la population, les entreprises, et les administrations canadiennes. Sans cette collaboration et cette bonne volonté, il serait impossible de produire des statistiques précises et actuelles.

Contexte

L'Indice des prix des produits agricoles (IPPA) est une série mensuelle qui mesure la variation des prix que reçoivent les agriculteurs pour les produits agricoles qu'ils produisent et qu'ils vendent. L'indice des prix comporte des indices distincts pour les cultures et le bétail, des indices pour divers groupes de produits tels que les céréales, les oléagineux, les cultures spéciales, les bovins et les porcs, de même qu'un indice global. Ces indices sont tous publiés mensuellement et annuellement aux échelons provincial et national.

L'indice exprime les prix courants à la ferme tirés de l'Enquête sur les prix des produits agricoles de Statistique Canada en pourcentage des prix observés dans la période de référence, actuellement 1997=100. Son objectif premier consiste à mesurer les mouvements des prix des produits agricoles au Canada et à déflater les prix des produits agricoles.

Les prix sont fondés sur des sources de données administratives ou sur des enquêtes mensuelles auprès des producteurs agricoles ou des acheteurs de produits. Les prix des produits sont relevés au moment de la première transaction. Les frais déduits avant le paiement au producteur sont exclus (p. ex. l'entreposage, le transport et les frais administratifs), mais les primes qui peuvent être attribuées à certains produits sont incluses. Les paiements de programmes applicables à certains produits ne sont pas compris dans le prix.

L'IPPA est fondé sur un panier quinquennal qui est mis à jour annuellement. Il saisit les variations continues des produits agricoles produits et vendus. La base de pondération annuelle est tirée de la série sur les recettes monétaires agricoles. L'établissement du panier est décalé de deux ans, à cause de la disponibilité des données sur les recettes monétaires agricoles, et afin de réduire le nombre de révisions apportées à l'indice. Par conséquent, les années utilisées en vue d'établir le panier pour l'année *y* sont *y-6* à *y-2*.

Le schéma de pondération saisonnière est fondé sur les ventes mensuelles de 1994 à 1998. Ce schéma de pondération demeure constant et ne sera mis à jour que périodiquement, par exemple au moment des révisions intercensitaires ou de la révision de la période de référence.

La méthodologie de l'indice et la série sur les prix ayant servi à établir l'indice constituent un moyen de contrôler les erreurs et d'en limiter les effets possibles. Cependant, les données administratives et les données d'enquête sont toutes sujettes à différents types d'erreurs. Les données d'enquête sont surtout sujettes à des erreurs de réponse et de saisie. Dans la déclaration mensuelle des prix, les répondants aux enquêtes agricoles sont invités à indiquer les prix moyens dans leur voisinage, en tenant compte des divers grades pour chaque produit mis sur le marché. Ainsi, les prix moyens communiqués par ces répondants peuvent varier d'un mois à l'autre en raison de changements de prix, de qualité ou à la fois de la qualité et des prix. Les organismes qui fournissent les données administratives sont considérés comme les meilleures sources qui soient, et les données qu'ils fournissent sont jugées d'excellente qualité.

L'IPPA n'est pas corrigé en fonction des variations saisonnières — il utilise le panier saisonnier puisque la vente d'à peu près tous les produits agricoles est saisonnière. L'indice reflète la composition des produits agricoles vendus dans un mois donné. L'IPPA permet la comparaison, en pourcentage, des prix pour une période donnée et des prix de la période de référence.

Principaux éléments du remaniement de l'IPPA

L'Indice des prix des produits agricoles (IPPA) a été abandonné au moment de la publication des estimations de mars 1995, dont l'année de référence était toujours 1986. Il a été relancé en avril 2001, en raison de la demande constante d'un indice des prix que reçoivent les agriculteurs.

La période de référence de l'indice est passée de 1986 à 1997, étant donné que dans le cadre du Système de comptabilité nationale (SCN), on est passé aux estimations en prix constants de 1997. Au moment de sa mise à jour initiale, l'IPPA a été calculé jusqu'en mars 2001, y compris tous les mois, à partir d'avril 1995, pour lesquels des estimations officielles n'avaient pas été publiées.

Les indices ont aussi été révisés rétroactivement à 1992, et on a modifié de façon substantielle la façon dont ils étaient calculés. La méthodologie n'a pas été modifiée pour les indices avant 1992. Même si les niveaux de l'indice de la série 1997=100 diffèrent de ceux de la série 1986=100, ils continuent d'afficher les mêmes variations en pourcentage pour la période se terminant en décembre 1991.

Changements clés touchant la méthodologie

Les changements méthodologiques qui ont accompagné la relance de l'IPPA sont les plus importants jamais effectués. On en compte cinq principaux.

1) On procède à une mise à jour du schéma de pondération, ainsi qu'à la repondération du nouvel indice chaque année. Le schéma de pondération de l'indice est aussi appelé panier. L'ancien indice reposait sur un panier fixe pour la période la plus récente, et son schéma de pondération ou panier était mis à jour tous les dix ans ou plus.

2) Le nouvel indice repose sur le concept de papier saisonnier, les parts en volume des différents produits variant pour chacun des 12 mois de l'année civile. L'ancien indice reposait sur un concept de panier fixe, dans lequel ces parts étaient les mêmes pour tous les mois de l'année. Actuellement, on utilise 12 schémas de pondération différents pour calculer les mois d'une année civile dans l'IPPA, alors qu'auparavant, on n'en utilisait qu'un.

3) Dans le nouvel indice, compte tenu du concept de panier saisonnier sur lequel il repose, le nombre indice annuel pour une année donnée est une moyenne pondérée des nombres indices

mensuels correspondants. Dans l'ancien indice, qui reposait sur un concept de panier fixe, le nombre indice annuel représentait la moyenne simple des nombres indices mensuels correspondants.

4) Dans le nouvel indice, les mouvements des prix pour les biens pour lesquels des recettes ont été enregistrées, mais pour lesquels aucune vente n'a été enregistrée, sont mesurés de façon approximative par un indice de groupe (p. ex. les mouvements des prix des produits de l'érable sont établis à partir des récoltes totales). Dans l'ancien indice, ces produits étaient tout simplement omis du schéma de pondération et n'avaient pas de répercussions sur l'indice global.

5) Dans le nouvel indice, chaque panier annuel sera fondé sur les ventes pour une moyenne de cinq ans; le dernier panier annuel de l'ancien indice était fondé sur les ventes pour une moyenne de quatre ans, soit de 1981 à 1984.

Formule du panier saisonnier

La formule du panier saisonnier est une variante de ce qu'on appelle habituellement la formule de Rothwell, du nom de Doris Rothwell, économiste au U.S. Bureau of Labor Statistics, qui l'a proposée en 1958, dans un document concernant l'indice des prix à la consommation (IPC) aux États-Unis. Toutefois, en 1924, la formule originale a été proposée comme indice pour les prix à la ferme, par deux économistes du U.S. Department of Agriculture, Louis H. Bean et O.C. Stine. C'est donc dire que la formule adoptée a été conçue au départ comme un indicateur des mouvements des prix à la ferme.

On doit utiliser la formule de Rothwell pour calculer les indices des denrées fraîches dans les indices harmonisés des prix des produits agricoles de l'Union européenne. Dick Carter, qui travaille maintenant à Statistique Canada, a adopté cette formule pour les indices des prix à la ferme du Royaume-Uni, en 1972, lorsqu'il travaillait au U.K. Ministry of Agriculture, Fisheries and Food. La formule sert aussi à calculer la série des groupes de produits saisonniers de l'IPC de plusieurs pays, y compris le Japon, la France et le Royaume-Uni.

Mise à jour du panier

Le panier du nouvel indice est mis à jour chaque année, alors que le panier de l'ancien indice était mis à jour au plus tous les dix ans. La mise à jour du panier ne nécessite plus la modification de l'année de référence de l'indice, comme c'était le cas pour l'ancien indice, ce qui fait qu'il n'est plus nécessaire de changer l'année de référence de l'ensemble de la série chronologique chaque fois qu'un nouveau panier est adopté. Toutefois, les années les plus récentes du nouvel indice ne comportent pas les propriétés intéressantes d'un indice à panier fixe, comme c'était le cas pour l'ancien indice.

Par exemple, pour l'année 1999, on calcule une série non enchaînée sur la base de 1998, et un panier, en fonction des ventes de 1993 à 1997, pour tous les mois, de janvier 1998 à décembre 1999.

Il s'agit d'une mise à jour par rapport au panier utilisé pour calculer l'année 1998, qui était fondé sur les ventes de 1992 à 1996. Au moment de chaque mise à jour, en janvier, on supprime une année et on en ajoute une dans le calcul du panier du nouvel indice.

L'estimation non enchaînée pour 1999 est par la suite multipliée par le nombre indice de prix en chaîne pour 1998, sur la base de 1997, afin d'obtenir le nombre indice en chaîne pour 1999, sur la base de 1997. Le panier est mis à jour, mais on ne modifie pas l'année de référence de l'indice, et on ne révise pas non plus les années précédentes de la série.

Dans la méthode de mise à jour du panier, on serait tenté de percevoir qu'une moyenne mobile sur cinq ans, mais ce serait un peu trompeur de le faire, étant donné que, d'une année à l'autre, les recettes monétaires agricoles sont évaluées à des prix différents. Les recettes pour 1992 à 1996 sont évaluées aux prix de 1997, et celles pour la période de 1993 à 1997, aux prix de 1998. L'évaluation des recettes pour 1993 à 1997 aux prix de 1998 signifie que pour chaque produit, les recettes pour 1993 sont déflatées selon un indice de prix pour 1993, celles pour 1994, selon un indice de prix pour 1994, ainsi de suite, tous les indices de prix utilisés comme déflateurs étant sur la base de 1998. La série non enchaînée pour 1999 correspond donc à un indice à panier fixe, avec comme base 1998 et le panier pour 1993 à 1997.

On pourrait réellement parler de moyenne mobile des ventes sur cinq ans si tous les paniers étaient évalués selon le même ensemble de prix, ce qui n'est pas le cas pour le calcul de l'indice.

Différences découlant de la mise à jour du nouvel indice par rapport à l'ancien indice

Les différences sont substantielles. La dernière fois que l'ancien indice a été mis à jour, c'était en fonction du panier de 1981 à 1984, et cela s'est produit en décembre 1986. Le mouvement de l'ancien indice a été révisé rétroactivement à 1981 en fonction du nouvel indice, qui a été recalculé selon le panier de 1981. On n'a pas eu recours à l'enchaînement pour le calcul de l'indice à partir de janvier 1981, étant donné qu'il s'agissait essentiellement d'un indice direct à panier fixe, à savoir le panier de 1981 à 1984 et la période de référence de 1981.

Par ailleurs, il a été nécessaire d'enchaîner de façon rétrospective la série historique, avant 1981, afin qu'elle soit aussi disponible sur la base de 1981. Du fait de ce processus d'enchaînement, les indices pour la période de 1971 à 1980 ne comportaient plus les propriétés intéressantes d'un indice à panier fixe, ce qui était le cas lorsqu'ils étaient sur la base de 1971. Par exemple, il n'était plus nécessairement vrai qu'un indice agrégé comporterait une valeur se situant entre les valeurs inférieures et supérieures de sa série. Toutefois, à partir de 1981, l'indice direct à panier fixe possédait de telles propriétés.

Le nouvel indice, qui est toujours enchaîné de façon prospective, permet de faire une distinction entre la modification de l'année de référence de la série et la mise à jour annuelle du panier utilisé pour cette série. Chaque fois que la période de référence du nouvel indice est modifiée (p. ex. de 1997 à 2001), on procède à une simple

opération arithmétique, qui n'entraîne aucune modification du panier. Par ailleurs, étant donné qu'il existe un décalage de deux ans entre la dernière année du panier quinquennal et l'année au cours de laquelle l'indice est mis à jour pour intégrer ce panier, il n'est jamais nécessaire de réviser l'indice à la suite des mises à jour de panier.

Avantages de la nouvelle méthode de mise à jour du panier

L'avantage le plus évident est opérationnel. La mise à jour d'un panier donné nécessite beaucoup moins de travail que par le passé, et du fait qu'elle est effectuée chaque année, cette mise à jour est plus facile à intégrer dans le calendrier de production. Toute décision d'adopter une nouvelle période de référence peut aussi être mise en œuvre facilement, étant donné qu'elle nécessite uniquement un changement de base arithmétique des indices de prix en chaîne.

Toutefois, l'avantage le plus important est conceptuel. L'IPPA est utilisé à la fois comme indicateur à court terme et comme indicateur à long terme des variations de prix. Les personnes qui souhaitent effectuer des comparaisons de prix d'une année à l'autre et qui s'intéressent à l'évolution des mouvements de prix sur des décennies utilisent l'IPPA. Pour que des comparaisons à long terme soient possibles, il faut mettre à jour le panier de l'indice de temps à autre. Un indice des prix des produits agricoles fondé sur un panier pour la période de 1935 à 1939 ne serait pas utile pour l'analyse des mouvements des prix à la ferme au XXI^{e} siècle. Par ailleurs, tout changement touchant le panier entraîne inévitablement une discontinuité dans les mouvements mensuels ou annuels de la série.

Les modifications peu fréquentes du panier réduisent le nombre de discontinuités dans la série, mais font en sorte que ces discontinuités sont plus importantes lorsqu'elles se produisent. Par ailleurs, des modifications peu fréquentes du panier entraînent des problèmes particuliers. En effet, il peut être nécessaire de déterminer de façon approximative un indice de prix pour un produit dans une province qui ne produit plus ce type de produit. Par ailleurs, il n'est pas possible d'introduire un nouveau produit entre les mises à jour du panier et, il arrive que celles-ci ne se produisent que longtemps après qu'un nouveau produit ait obtenu une part substantielle du marché. Grâce à la mise à jour annuelle des paniers, de nouveaux produits peuvent être ajoutés et des produits en voie de disparition peuvent être supprimés pour une année donnée.

De façon générale, un indice de prix en chaîne devrait être établi de telle façon que le panier utilisé pour l'année initiale soit représentatif de cette année, que le panier utilisé pour la dernière année soit représentatif de cette année, et que les paniers se situant dans l'intervalle varient harmonieusement par rapport au panier initial et au panier final, car ils correspondent en gros à une combinaison linéaire de ces derniers. La formule de l'indice de prix en chaîne utilisée pour l'IPPA répond à ces critères. Un panier pour la période de 1986 à 1990 est raisonnablement représentatif de 1992, et un panier de 1995 à 1999 est représentatif de 2001, l'utilisation d'une période de référence

de cinq ans faisant en sorte que les paniers dans l'intervalle varient harmonieusement par rapport au panier initial et au panier final.

Il ne serait pas souhaitable d'intégrer des modifications du panier qui ont été annulées rapidement au cours des révisions subséquentes. Cela pourrait se produire si, par exemple, on procédait à des enchaînements mensuels, ce qui fait que chaque douzième mise à jour aboutirait approximativement au panier initial. Cela pourrait aussi se produire si on n'utilisait qu'une seule année pour déterminer le schéma de pondération. Le panier pour une année donnée *y* pendant laquelle les conditions atmosphériques ont été normales, qui ferait suite à une année pendant laquelle une sécheresse importante a sévi, comporterait davantage de points communs avec les paniers des années antérieures qu'avec celui de l'année précédente.

Réévaluation des poids en prix constants

Les dépenses de tout panier d'indice doivent être exprimées en prix constants de la période de référence pertinente, dans le cas d'un indice direct, ou de la période enchaînée, dans le cas d'un indice en chaîne. Le panier de l'indice des prix des produits industriels (IPPI) est fondé sur les dépenses de 1992, celles-ci n'étant pas réexprimées en prix d'aucune autre année. Cela vient du fait que depuis 1992, l'IPPI est un indice direct de Laspeyres, et que l'année de référence de son panier et de son année de référence sont les mêmes. Il n'est pas nécessaire de réexprimer les poids de dépenses en prix d'une autre année.

L'IPPA n'est pas un indice direct de Laspeyres, mais plutôt un indice en chaîne, et au niveau annuel, un indice en chaîne à panier fixe. L'année d'enchaînement pour le panier de 1994 à 1998 est 1999, ce qui fait que toutes les dépenses pour 1999 sont réexprimées en prix de 1999. De façon générale, pour tout panier quinquennal utilisé à partir de l'année *y-5*, les dépenses sont réexprimées en prix de l'année *y*.

Cela permet de mesurer les variations de prix pour des années consécutives qui touchent uniquement les prix de ces années, et qui ne dépendent en aucun cas des prix des cinq années précédentes.

La pratique de l'IPPA est identique à celle de l'indice des prix à la consommation. L'année de référence la plus récente de son panier est 1996, mais étant donné que le panier 1996 n'est enchaîné à l'indice qu'en date de décembre 1998, les dépenses de 1996 sont réexprimées aux prix de décembre 1998.

Comparaisons utiles des paniers

Lorsque l'on compare directement les paniers de deux années différentes, c'est comme si l'on comparait des pommes et des oranges, surtout si l'on utilise dans les faits les schémas de pondération servant au calcul de l'IPPA. Le panier de 1992 à 1996 est évalué aux prix de 1997, tandis que le panier de 1993 à 1997 est évalué aux prix de 1998. Si la comparaison des deux schémas de pondération fait ressortir une hausse substantielle de la part d'un produit particulier dans le panier, dans le cas du panier le plus récent, on ne peut pas déterminer clairement si cela est

attribuable à une augmentation de la part du volume de ventes que représente ce produit de 1992 à 1996 à 1993 à 1997, ou si cela est simplement attribuable à une hausse du prix de ce produit par rapport à d'autres produits de 1997 à 1998.

Toute comparaison des paniers de l'indice devrait être fondée sur un ensemble commun de prix. Une comparaison entre le panier du nouvel indice et le panier précédent entraînera généralement une réévaluation du panier utilisé l'année précédente, selon les mêmes prix utilisés pour évaluer le panier de l'année en cours. Par exemple, pour la mise à jour de 2002, un panier de 1996 à 2000 est évalué aux prix de 2001. Une comparaison avec le panier précédent de 1995 à 1999, aux prix de 2000, n'est pas appropriée. On devrait plutôt évaluer le panier précédent aux prix de 2001, afin qu'il corresponde au panier courant.

Parmi les autres options acceptables figure l'évaluation des deux paniers selon les prix de l'année de référence (c.-à-d. les prix de 1997), particulièrement lorsque l'on compare trois paniers ou plus.

Influence du choix de l'ensemble commun de prix sur les paniers

Les prix à la ferme sont volatils. Peu importe l'ensemble commun de prix choisis, on se retrouve à comparer des pommes et des oranges, ce qui ne serait pas le cas si l'on comparait les paniers utilisés directement dans le cycle de production.

Du fait justement que les prix à la ferme sont si volatils, il serait avantageux de fonder les comparaisons de plusieurs paniers sur une période de référence pluriannuelle, par exemple les prix de 1996 à 1999, plutôt que ceux de 1997.

Mesure des mouvements de prix

L'IPPA comprend de nombreux produits qui ne sont pas disponibles en décembre (p. ex. les abricots, les brocolis, les choux-fleurs). Il n'est pas possible d'effectuer l'enchaînement de cette série en date de décembre sans imputer le prix de décembre pour ces produits, et il serait préférable d'éviter l'enchaînement sur la base de prix imputés.

L'une des raisons pour lesquelles on enchaîne l'IPC à décembre, c'est de faire en sorte que les mouvements de décembre à janvier constituent une mesure de la variation pure des prix, c'est-à-dire que si tous les prix affichent le même taux de variation de décembre à janvier, l'indice total affichera un taux identique de variation. De façon plus particulière, si tous les prix en janvier étaient les mêmes qu'en décembre, l'indice total devrait afficher une variation nulle. L'enchaînement à décembre permet la mesure des prix de décembre et janvier selon le nouveau panier, tandis que l'enchaînement à l'année entraînerait une distorsion de la comparaison, du fait du passage de l'ancien panier au nouveau panier. (Que cet objectif soit atteint ou non a peu d'importance, étant donné le grand nombre de produits saisonniers qui disparaissent de l'IPC.)

Toutefois, dans l'IPPA, la comparaison de décembre à janvier est distorsionnée

du fait du passage d'un panier mensuel à l'autre, ce qui rend invalide la justification de l'enchaînement à décembre. Dans le cas où l'on enchaînerait à l'année, on préserverait le mouvement d'une année à l'autre à titre de mesure de la variation pure des prix ou d'enchaîner à l'année et de préserver le mouvement d'une année à l'autre comme mesure de la variation pure des prix. Comme il vient d'être mentionné, de nombreux produits agricoles ne sont pas vendus en décembre, ce qui fait que la mesure d'une année à l'autre est beaucoup plus représentative de la production agricole en général que le mouvement de décembre à décembre. L'option évidente pour l'IPPA consiste à enchaîner à l'année. L'IPC n'est pas enchaîné en date de décembre dans tous les pays; en Suède, par exemple, on l'enchaîne à l'année.

Indice en chaîne annuel et rôle du panier mensuel

Il n'est pas nécessaire de disposer de données mensuelles pour l'année précédente pour calculer correctement l'indice en chaîne. On le fait pour des raisons d'analyse. Dans un indice à panier mensuel, les rapports sur 12 mois des nombres indices (p. ex. janvier par rapport à janvier, février par rapport à février, ou autres.) doivent correspondre à des mesures de la variation pure des prix, c'est-à-dire que s'il n'y a aucune variation des prix d'un mois à l'autre, la variation de l'indice devrait être nulle. Même s'il y a variation du panier de l'indice d'un mois à l'autre, il n'y a pas de variation entre les mêmes mois civils d'années consécutives.

Malheureusement, ce n'est pas le cas pour l'IPPA, étant donné qu'il s'agit d'un indice enchaîné annuellement, ce qui fait que le panier varie entre les mêmes mois civils d'années consécutives. Nous calculons les enchaînements sur des périodes de 24 mois, afin d'avoir une mesure de la variation pure des prix pour les variations sur 12 mois (c.-à-d. ce que la variation serait si la variation sur 12 mois n'était pas faussée en raison de la variation du panier).

Cela signifie que chaque année est essentiellement calculée deux fois. L'année 1999 sera calculée initialement sur la base du panier de 1994 à 1998, et les estimations obtenues feront partie de l'IPPA. Elle sera calculée à nouveau sur la base du panier 1995-1999, et les estimations produites serviront uniquement à l'analyse des mouvements de prix entre 1999 et 2000.

Il pourrait être avantageux d'allonger d'un an chaque période non enchaînée; de la sorte, pour un panier applicable de l'année *y-5* à l'année *y-1*, le calcul irait de l'année *y-1* à l'année *y*, même si le panier ainsi calculé ne serait utilisé que pour l'année *y*. Cela signifierait que chaque variation d'une année à l'autre serait comparable à une variation précédente d'une année à l'autre, sur la base du même panier. Par ailleurs, la composante de la variation pure des prix de chaque variation sur 12 mois serait comparable à la variation sur 12 mois de l'année précédente, sur la base d'un panier identique. On pourrait alors décomposer la variation sur 12 mois de l'indice et la répartir entre une composante de la variation pure des prix (c.-à-d. l'ampleur de la variation si l'on avait maintenu le panier original pour

l'indice) et une composante de l'interaction entre la variation des prix et la variation du panier.

On n'a pas adopté cette façon de faire parce que le calcul de toutes les séries non enchaînées sur une période de 24 mois représente déjà une somme relativement élevée de travail supplémentaire, et que cela n'aurait pas d'influence sur la qualité de l'indice proprement dit, mais uniquement sur la qualité de l'analyse. Néanmoins, il s'agit d'une méthode qui pourrait être appliquée à l'avenir.

L'élargissement des périodes précédentes et ultérieures, au-delà de 36 mois pour couvrir 48 ou 60 mois, entraînerait des problèmes plus graves du point de vue de la comparabilité, en raison des variations dans le nombre de produits ou dans la classification des industries. Par ailleurs, si l'on crée une série non enchaînée pour une série enchaînée annuellement sur une période trop longue, la chose perd tout intérêt. On pourrait tout autant procéder à l'enchaînement tous les cinq ou dix ans, comme on le faisait pour l'IPPA.

Analyse de la contribution des composantes à une mesure pure des prix à la variation sur 12 mois

La mesure de la variation pure des prix de la variation sur deux mois, comme dans le cas de toute autre mesure de la variation pure des prix, peut être répartie en une composante complémentaire de la variation, et il s'agit d'un autre avantage lié au calcul des données sur une période de 24 mois. Du fait de l'enchaînement, il n'est généralement pas possible de calculer la contribution des composantes à la variation sur 12 mois de l'indice global de manière à obtenir un ensemble de contributions dont la somme correspond à la variation sur 12 mois en pourcentage de l'indice agrégé.

Comparaison de l'IPPA et d'autres indices en chaîne de Statistique Canada

Il est instructif de comparer l'IPLN aux indices de prix en chaîne mensuels ou trimestriels publiés par la Division des prix pour la construction d'immeubles : les Indices des prix de construction d'immeubles d'appartements, l'Indice des prix des logements neufs (IPLN) et les Indices des prix de construction d'immeubles non résidentiels.

L'Indice des prix des logements neufs (IPLN), par exemple, repose sur un panier qui est mis à jour chaque année afin de rendre compte des constructions qui ont été achevées au cours des trois dernières années, en prix constants de l'année de référence, ces derniers servant à pondérer les indices de prix qui les composent et qui comportent la même année de référence pour les treizièmes mois, de décembre à décembre seulement, l'enchaînement étant effectué en date de décembre plutôt qu'à l'année. Étant donné que l'enchaînement est en date de décembre, le mouvement de décembre à décembre représente une mesure de la variation pure des prix, mais cela n'est pas vrai pour tous les mois civils. En raison de la courte période visée par le calcul, il n'y a aucune façon de savoir quelle proportion de la variation de l'IPLN sur 12 mois est attribuable à une variation des prix. Par conséquent, les analystes sont forcés de

laisser de côté les variations sur 12 mois de l'indice, ou de les traiter comme s'il s'agissait de mesures de la variation pure des prix, même si ce n'est pas le cas.

De même, le mouvement d'une année à l'autre de l'IPLN ne représente pas une mesure de la variation pure des prix, contrairement au mouvement d'une année à l'autre de l'IPPA. Il n'existe aucune façon de savoir comment la variation d'un panier à un autre distorsionne ce mouvement d'une année à l'autre, ce qui serait possible si chaque série consécutive non enchaînée de l'IPLN était calculée sur une période de 24 mois, comme l'IPPA.

Pertinence d'appliquer l'approche du panier saisonnier à l'Indice des prix des entrées dans l'agriculture

L'Indice des prix des entrées dans l'agriculture (IPEA) est maintenant un indice de prix annuel, ce qui fait que, pour le moment à tout le moins, un indice de prix à panier saisonnier est sans objet. Les poids pour l'IPEA, lorsqu'il s'agissait d'un indice trimestriel, étaient les dépenses d'exploitation agricole et les frais d'amortissement pour 1992. Les données provenaient d'une enquête annuelle, ce qui fait que l'on ne disposait pas des données de pondération nécessaires pour calculer un indice à panier saisonnier.

Ceci étant dit, nombre de dépenses liées à l'agriculture (utilisation d'engrais, ensemencement) sont très saisonnières, ce qui plaiderait en faveur d'une approche de panier saisonnier pour l'IPEA, si cet indice devait être relancé un jour, et remanié comme l'IPPA.

Parallèlement, bon nombre de dépenses liées à l'agriculture (frais hypothécaires et autres, location) ne sont pas du tout saisonnières, ce qui fait qu'une approche descendante reposant sur un panier saisonnier, comme celle mise en œuvre dans le cadre du remaniement de l'IPPA, ne sera jamais appropriée pour l'IPEA.

Calcul des schémas de pondération mensuelle pour chaque produit

Pour chaque produit et dans chaque province, la moyenne des ventes pour les cinq années, de 1994 à 1998, a été calculée pour chaque mois de l'année. Puis, on détermine les 12 parts mensuelles pour la paire province-produit. Pour obtenir le poids correspondant au revenu mensuel pour une paire de provinces donnée, on multiplie le poids du revenu annuel pour une année particulière par la part mensuelle appropriée. La somme de ces poids mensuels équivaut au poids annuel.

Produits saisonniers, comme les fraises ou le maïs frais

Le traitement des produits saisonniers est l'une des principales forces de la nouvelle approche. Selon l'ancienne approche fondée sur un panier annuel, les produits saisonniers, par exemple le maïs sucré et les fraises, constituaient la même part du panier chaque mois de l'année. On devait imputer les prix de ces produits pour les mois pendant lesquels il n'y avait pas de ventes. Selon une approche fondée sur un panier mensuel, s'il n'y a pas de ventes pour un produit au cours d'un mois civil donné de 1994 à 1998, ce produit est

simplement supprimé du panier de l'indice. Il n'est pas nécessaire de lui imputer un prix fictif.

Lorsque les prix sont établis la première fois pour les fruits et les légumes saisonniers frais, ils sont fondés sur les prévisions des revenus agricoles effectuées par Agriculture et Agroalimentaire Canada (AAC), les provinces et Statistique Canada (SC). À la fin de la saison, on procède à une enquête afin de déterminer la quantité de produits récoltés et la valeur monétaire reçue pour les récoltes. À partir de ces données, on établit un prix moyen pour la saison. Les agriculteurs vendent leurs produits aux prix que le marché est prêt à offrir. Toutefois, il serait beaucoup trop coûteux de recueillir des prix mensuels pour toute la gamme de produits auxquels des prix doivent être attribués. On établit un prix pour la saison, et les données sur les recettes monétaires agricoles sont calculées à partir de ce prix, selon un modèle de ventes établi pour chacun des produits.

Si aucune vente n'était enregistrée pour un produit saisonnier au cours d'un mois donné de 1994 à 1998, mais si des ventes étaient enregistrées par la suite, on assisterait à un changement du modèle saisonnier global de production de ce produit agricole suffisamment important pour que la saison dure un mois de plus, une chose qui n'arrive pas très souvent. Et même si cela arrivait, les schémas de pondération mensuelle pour les légumes frais seraient mis à jour au moment de l'adoption de la base de 2001, en vue de rajuster les données selon le nouveau profil saisonnier de ventes mis à jour.

Entre-temps, on laisserait simplement de côté les prix du maïs frais en novembre, et ils n'auraient pas de répercussions sur notre indice. Dans le schéma de pondération existant, même le mois d'octobre ne comportait qu'une part de 5 % des ventes de maïs frais pour l'Ontario, alors que novembre n'en avait aucune. C'est donc dire que toutes les ventes de maïs en novembre représenteraient probablement beaucoup moins que 5 % du total de la production de maïs. Une part de ventes de 0 %, comme celle utilisée maintenant, se rapprocherait beaucoup plus de la réalité qu'une part de 8 1/3 % (le douzième), qui était celle utilisée dans l'ancienne approche fondée sur un panier fixe.

Si des ventes de maïs frais étaient enregistrées en novembre 2001, mais qu'aucune vente n'était enregistrée pendant les autres années de la décennie, ces ventes devraient être prises en compte dans un schéma de pondération saisonnière mis à jour, dont l'année 2001 ferait partie. Évidemment, si on enregistre des ventes de maïs frais en novembre seulement une fois tous les dix ans environ, il ne serait pas utile de prolonger les mois de pleine saison du maïs frais pour inclure novembre, et on serait probablement bien avisé de supprimer ces dépenses du schéma de pondération saisonnière.

Qu'arrive-t-il si l'on se heurte au problème contraire et qu'en raison d'un gel précoce, il n'y a pas de ventes de maïs en octobre? Ce type de scénario est plus susceptible de se produire que celui dont nous venons de parler. Dans ce cas, il n'y aurait pas de prix du marché pour le maïs, mais celui-ci représenterait toujours une part du panier pour l'indice

d'octobre, ce qui fait qu'on devrait lui imputer un prix.

Dans ces cas, le prix imputé correspondrait au prix moyen pondéré pour les mois jusqu'à septembre inclusivement. Même si on peut préconiser d'autres solutions, une telle imputation est simple, ne dépend pas de données sur les prix extérieures à la strate ou aux produits en question, et produit le même prix annuel que celui qui aurait été obtenu si l'on avait simplement laissé de côté le mois d'octobre au moment du calcul du prix annuel. Par ailleurs, comme il est indiqué ci-dessus, à l'heure actuelle, on ne calcule de toute façon qu'un prix annuel pour les produits saisonniers, ce qui fait qu'il est logique d'imputer ce prix pour les mois où aucune vente n'a été enregistrée.

On ne calcule qu'un prix annuel pour les produits saisonniers, ce qui fait que c'est ce prix qui devrait être attribué. Si des ressources suffisantes devenaient un jour disponibles pour permettre le calcul de prix mensuels pour certains de ces produits, il faudrait envisager une autre méthode d'imputation.

Dans l'Indice des prix à la consommation officiel, l'imputation des produits saisonniers est fondée sur les mouvements de prix d'articles dont le prix est constamment relevé, dans le même groupe que la série visée. Il s'agit là en quelque sorte d'une version édulcorée de la pondération saisonnière. Si l'IPPA comportait un prix mensuel pour les articles saisonniers, on pourrait tenter d'imputer des prix pour les mois hors saison, dans une optique s'apparentant davantage à la notion économique du coût d'option ou du prix de pénurie.

Tous les produits agricoles sans exception comportent des modèles de ventes saisonniers et, de ce fait, il est approprié de calculer l'ensemble de l'indice comme un indice à panier saisonnier. L'approche adoptée par l'Union européenne (UE), selon laquelle les légumes et les fruits frais doivent représenter des parts fixes dans le panier à l'intérieur de l'indice global, a comme inconvénient l'absence d'uniformité au niveau agrégé. Si l'on reformule un tel indice du point de vue des produits cultivés en serre et des produits cultivés en pleine terre, par exemple, et qu'on l'agrège, on n'obtiendra pas les mêmes résultats qu'en utilisant la classification principale des produits. Ce problème ne se pose pas dans le cas de l'agrégation de l'IPPA; on obtient le même indice global, peu importe la façon dont on choisit de réorganiser les groupes et les sous-groupes de produits, étant donné qu'ils sont tous le résultat des mêmes schémas sous-jacents de pondération saisonnière.

Même si l'on devait adopter une définition plus restrictive des produits saisonniers, il est difficile de limiter cette définition aux légumes et aux fruits frais comme le fait l'UE. Qu'en est-il des arbres de Noël, par exemple, dont les ventes sont beaucoup plus saisonnières que celles de toute autre denrée fraîche?

Il convient de se rappeler qu'en définissant sa norme d'harmonisation, l'UE était contrainte, du fait que cette norme doive être mise en œuvre par un pays comme le Luxembourg, par exemple, qui dispose de ressources limitées pour calculer les indices de prix

des produits agricoles et qui manifeste un intérêt limité à cet égard, compte tenu de sa modeste production agricole. En outre, à peu près aucun pays de l'UE, sauf peut-être la Finlande et la Suède, n'a un profil saisonnier aussi extrême que le Canada. Dans de nombreux pays d'Europe, la production en pleine terre donne deux récoltes ou plus par année, ce qui est impensable au Canada.

Imputations de prix pour les produits saisonniers

Il est parfois nécessaire d'imputer des prix pour les produits saisonniers. C'est le cas, par exemple, lorsque le schéma de pondération mensuel est fondé sur un profil saisonnier type plutôt que sur les ventes mensuelles de l'année en question. L'économiste hollandais Bert Balk suggère de fonder les poids mensuels pour une année donnée sur le modèle de ventes pour cette année; en fait, sa formule a été adoptée par le bureau central de la statistique des Pays-Bas pour ses indices implicites des prix agricoles, l'équivalent hollandais de notre propre IPPA.

Lorsque l'on utilise la formule de Balk, on n'a pas besoin de procéder à des imputations saisonnières, et aucun prix mensuel n'est laissé de côté dans l'indice. Si des ventes de maïs sont exceptionnellement enregistrées en décembre, du fait que la pondération est fondée sur les ventes courantes de décembre, les prix payés à ce moment sont intégrés à la mesure de décembre. Par ailleurs, s'il n'y a pas de ventes en octobre, le maïs est supprimé de l'indice pour ce mois de l'année, mais il est maintenu pour tous les autres mois pendant lesquels des ventes ont été enregistrées. Il n'est pas nécessaire d'imputer un prix pour le maïs en octobre s'il n'y a eu aucune vente de maïs.

D'un point de vue opérationnel, un indice de Balk est plus difficile à calculer que l'indice de Rothwell (comme il est mentionné précédemment, l'IPPA est fondé sur la formule de Rothwell), et il est plus sujet aux révisions. Il ne serait pas approprié d'adopter une période de référence pour un panier qui n'inclurait même pas l'année en question mais qui utiliserait une formule de panier saisonnier fondée sur le modèle saisonnier d'une année donnée.

D'un point de vue conceptuel, la comparabilité plus grande de l'indice de Balk a un prix. (Yuri Dikhanov a souligné que l'idée d'obtenir un indice de prix à la fois comparable et représentatif s'apparente au principe d'incertitude d'Eisenberg en physique nucléaire, selon lequel plus on connaît avec précision la vitesse d'une particule, moins on connaît sa position dans l'espace.) Les variations sur 12 mois des périodes non enchaînées de l'IPPA correspondent à des mesures de la variation pure des prix; ceux de l'indice de Balk sont distorsionnées en raison des modifications du panier.

Ceci étant dit, il serait très intéressant de recalculer l'IPPA selon la formule de Balk, et de voir dans quelle mesure le résultat s'éloigne de l'indice existant.

Pondération des indices annuels au moyen des nombres indices mensuels

Les parts mensuelles des ventes de nombreux produits agricoles sont très inégales, la plupart des ventes étant enregistrées durant une période de deux ou trois mois par année, les mêmes d'une année à l'autre. Il est difficile de se fier à un indice annuel fondé sur une pondération égale des chiffres mensuels lorsque les mois contribuent aussi inégalement aux résultats annuels. Cela est d'autant plus vrai, que les prix des produits comportent une corrélation importante et négative avec les ventes, étant beaucoup plus faible au cours des mois affichant les parts les plus élevées de ventes que pendant les autres mois de l'année. Pour certains produits, comme les fraises cultivées en pleine terre, les seules ventes sont enregistrées pendant un ou deux mois de l'année.

Prix unitaire annuels des produits

Le prix unitaire annuel d'un produit correspond au total des revenus annuels divisé par le total des prix annuels. Il en résulte une moyenne pondérée de prix mensuels, la pondération reposant sur les quantités pour la même année. Par contre, les prix annuels de l'IPPA correspondent à des moyennes pondérées de quantités mensuelles, la pondération reposant sur des quantités mensuelles moyennes. Toutefois, ce type de moyenne pondérée se situerait beaucoup plus près d'un prix unitaire annuel qu'une simple moyenne de prix mensuels. Il s'agit d'une autre différence entre la formule de Rothwell utilisée pour l'IPPA et la formule de Balk. Les prix annuels de la formule de Balk sont des prix unitaires.

La question fondamentale en est une de représentativité. On ne voudrait pas accorder un poids égal à septembre et janvier dans le prix annuel du maïs frais, pas plus qu'on ne voudrait accorder un poids égal à l'Ontario et à Terre-Neuve dans un indice pour le maïs frais. On veut que le prix annuel moyen soit représentatif de l'importance relative des ventes des différents mois de l'année.

Compréhension des changements mensuels

Étant donné que le panier de l'indice change d'un mois à l'autre, l'IPPA ne fournit pas de mesures de la variation pure des prix dans le cas des mouvements mensuels. Même s'il n'y a aucune variation de prix d'un mois à l'autre, il peut y avoir une variation de l'indice en raison d'un changement dans le panier.

Toutefois, il est possible de décomposer la variation mensuelle de l'IPPA, comme pour la variation dans un indice de prix de Paasche, en une composante de la variation pure des prix et en une composante résiduelle, pour tous les mois sauf janvier.

La variation de décembre à janvier est distorsionnée, non seulement par le passage d'un panier mensuel à un autre, mais aussi d'un panier annuel à un autre. Toutefois, la variation de la série non enchaînée pour les mois de décembre à janvier peut être décomposée de la même façon que les variations pour les autres mois de l'année.

La composante de la variation pure des prix permet de déterminer quelle serait la variation de l'IPPA s'il n'y avait pas de

variation du panier mensuel. La mesure d'octobre à novembre serait alors fondée sur le panier d'octobre. Étant donné que le panier d'octobre est utilisé pendant ces deux mois de l'année, le calcul de la composante de la variation pure des prix nécessite le calcul des prix imputés pour certains produits qui ne sont plus en saison en novembre, le maïs frais, par exemple.

Les paniers du mois précédent et d'un mois donné ne sont pas sur un pied d'égalité lorsqu'il s'agit d'analyser les contributions aux variations en pourcentage, ces dernières n'étant pas symétriques. Il s'agit plutôt d'hypothèses rétrospectives, leur base correspondant toujours à la valeur de la période précédente. La variation *simple* dans les nombres indices entre octobre et novembre peut être décomposée indifféremment en variation pure des prix et en composante résiduelle fondée sur le panier d'octobre et de novembre. Lorsqu'on utilise une telle méthode de mise à l'échelle, la variation *relative* dans les nombres indices entre octobre et novembre nécessite que les deux composantes soient divisées par le nombre indice d'octobre, et seule une composante de la variation pure des prix fondée sur le panier d'octobre ne subira pas l'influence de l'évolution du panier.

Les mouvements de prix mensuels de l'IPPA ne signifient pas grand-chose, particulièrement dans le cas des groupes de produits les plus saisonniers, comme les fruits et les légumes, mais il en va de même pour les mouvements mensuels d'un indice de prix à panier fixe. Que signifieraient précisément les mouvements de juin à juillet pour un indice de prix à panier fixe pour les légumes frais, par exemple? Si le prix du maïs était imputé à partir du dernier prix en saison, le mouvement de juin à juillet pour le maïs frais rendrait compte du mouvement d'octobre à juillet. Si ce mouvement était suffisamment important, le mouvement mesuré de juin à juillet dans le cas des légumes frais pourrait, dans les faits, dépasser les mouvements de juin à juillet pour l'un ou l'autre des légumes comportant un prix en juin et juillet. Ainsi, l'indice de prix à panier fixe irait à l'encontre d'une des caractéristiques de base de l'indicateur de la variation pure des prix, c'est-à-dire que la mesure agrégée est limitée par sa composante la plus élevée et par sa composante la plus faible.

C'est seulement lorsque l'on rétablit les mouvements de prix mensuels à partir des paniers mensuels, qui sont les éléments de base des indices de prix à panier saisonnier, qu'une analyse utile est possible.

Mesures mensuelles de la variation pure des prix

Le professeur Erwin Diewert propose qu'un indicateur fondé sur les deux paniers soit utilisé dans les cas où il existe des changements importants dans le panier de l'indice d'un mois à l'autre. Le professeur Diewert suggère d'utiliser un indicateur de type Fisher, mais il semble qu'un indicateur de type Edgeworth-Marshall conviendrait davantage aux besoins de l'IPPA.

Avec un indicateur de type Edgeworth-Marshall, on calculerait une moyenne pour les paniers d'octobre et de novembre, puis un mouvement d'octobre à novembre fondé sur ces parts de panier moyennes. Une fois ces mesures

calculées pour chaque province, on pourrait les agréger pour obtenir des estimations nationales.

Un indicateur de type Fisher nécessiterait que l'on calcule deux indicateurs de la variation pure des prix, l'un fondé sur un panier d'octobre, l'autre fondé sur un panier de novembre, puis de prendre leur moyenne géométrique. Étant donné que les indices de type Fisher ne sont pas uniformes une fois agrégés, on ne pourrait calculer de mesures de type Fisher au niveau provincial, puis les agréger pour obtenir des estimations nationales. On devrait plutôt calculer des estimations fondées sur octobre et des estimations fondées sur novembre, directement au niveau national, puis calculer la moyenne géométrique, ce qui est plus compliqué.

Par ailleurs, contrairement aux indicateurs de type Edgeworth-Marshall, on ne peut calculer les contributions des composantes à la variation de prix agrégée correspondant exactement à la variation en pourcentage de l'agrégation (même si dans la plupart des cas, les différences seraient minimes).

Ce qui importe peut-être davantage, c'est que l'indicateur de type Fisher représente une moyenne symétrique des indices fondés sur les paniers d'octobre et de novembre. Un indicateur de type Edgeworth-Marshall correspond à une moyenne asymétrique des mêmes indices, pondérée selon la part des volumes combinés d'octobre et de novembre. Si presque toutes les ventes étaient enregistrées en octobre, l'estimation de type Edgeworth-Marshall serait plus proche d'une estimation fondée sur le mois d'octobre que d'une estimation fondée sur le mois de novembre, comme on pourrait raisonnablement s'y attendre.

Les différences entre les deux types de recoupements peuvent être substantielles. En mai 2001, les pommes de terre en Alberta ont affiché une baisse de 1,8 %, sur la base d'un panier d'avril, et une hausse de 3,8 % sur la base d'un panier de mai. Étant donné que plus des trois quarts des ventes pour la période d'avril et de mai ont été enregistrées en avril, l'estimation de type Fisher, à savoir une hausse de 0,9 %, n'est pas réaliste. L'estimation Edgeworth-Marshall, soit une baisse de 0,4 %, est beaucoup plus raisonnable.

Si l'on ne devait calculer qu'une mesure analytique de la variation de prix mensuelle, on devrait probablement avoir recours à l'indicateur de type Edgeworth-Marshall. L'indicateur de type Laspeyres fondé sur le panier du mois précédent est toutefois assez intéressant, étant donné qu'il permet une décomposition de la variation mensuelle des séries officielles en variations pures des prix et en composantes résiduelles, mais uniquement comme mesure de la variation de prix mensuelle, l'indicateur Edgeworth-Marshall serait plus représentatif et, en ce sens, supérieur.

Pour l'indicateur de type Laspeyres, on imputerait uniquement des prix pour les produits saisonniers pour le premier mois suivant la saison; pour l'indicateur de type Edgeworth-Marshall, on devrait aussi imputer des prix pour le premier mois précédant la saison. Par exemple, en Ontario, le maïs frais est en saison de juillet à octobre. Même si, pour un indicateur de type Laspeyres, on ne devrait imputer des prix pour le maïs frais qu'en novembre, pour un indicateur

de type Edgeworth-Marshall, on devrait aussi imputer des prix pour le maïs frais en juin. (Aucune imputation ne serait nécessaire pour le calcul simple des estimations de l'IPPA.) Dans le cas d'un indice de prix à panier fixe, il serait évidemment nécessaire d'imputer des prix pour le maïs frais pour l'ensemble de la période de huit mois hors saison.

Comparaison de l'IPPA au Canada et du U.S. Prices Received by Farmers Index

Le remaniement de l'IPPA s'est inspiré dans une large mesure de celui du Prices Received by Farmers Index aux États-Unis, dont un certain nombre de caractéristiques ont d'ailleurs été reprises :

- un schéma de pondération saisonnière pour les 12 mois de l'année, dans le cas de tous les produits,
- une mise à jour du panier de l'indice chaque année, sur la base des ventes des cinq années antérieures à l'année précédente,
- une augmentation considérable de la couverture des produits par l'indice.

Les représentants du United States Department of Agriculture (USDA) ont répondu très efficacement aux demandes de renseignements concernant leur indice, ce qui a largement profité au remaniement de l'IPPA.

Des plans en vue d'adopter un schéma de pondération saisonnière pour l'IPPA, au moment de la prochaine mise à jour du panier, avaient déjà été établis lorsque l'indice a été abandonné en 1995. Néanmoins, l'adoption par l'USDA d'une approche fondée sur un panier saisonnier a été très encourageante pour toutes les personnes contribuant au remaniement de l'IPPA. Cela a confirmé qu'une approche descendante à panier saisonnier est viable, et cela nous a incités encore davantage (pour des raisons de compatibilité avec l'indice de l'USDA) à adopter une approche reposant sur un panier saisonnier pour l'IPPA.

L'IPPA est un indice en chaîne, et le nouveau panier annuel est enchaîné à l'indice chaque année, l'enchaînement se faisant avec l'année et non avec le mois. L'indice de l'USDA s'apparente davantage à un indice de prix de Paasche, un nouveau panier annuel étant intégré à l'indice chaque année, sans enchaînement. Cela signifie que la variation de prix annuelle ne représente pas une mesure de la variation pure des prix, comme c'est le cas dans l'IPPA.

Pour chaque année, l'USDA calcule une moyenne quinquennale des recettes agricoles en prix courants, ce qui fait que le schéma de pondération rend compte de la structure des prix pour les cinq années. Par contre, l'indice de SC permet de calculer sur cinq ans une moyenne des recettes agricoles aux prix de l'année enchaînée, conformément à la description figurant ci-dessus. Par conséquent, le schéma de pondération de l'indice de SC rend compte du modèle des ventes des cinq années différentes, mais uniquement de la structure de prix de l'année de référence, tandis que le schéma de pondération de l'indice de l'USDA rend compte du modèle des ventes pour les cinq années différentes, ainsi que de la structure des prix pour ces cinq mêmes années. Par exemple, pour 2000, le panier de SC serait fondé sur les recettes agricoles de 1994-1998,

aux prix de 1999, ce qui est approprié pour calculer la variation de prix entre 1999 et 2000. Le schéma de pondération de l'USDA serait fondé sur les recettes agricoles de 1994 à 1998, en prix courants, afin que les poids rendent compte des prix de 1994 à 1998. Puisque la formule de l'indice américain s'apparente plus que toute autre à un indice de prix de Paasche, il serait plus censé que l'USDA réexprime les recettes agricoles de 1990 à 1992, étant donné que l'indice de l'USDA se situe à 1990-1992=100. Toutefois, ce serait encore mieux si l'indice était calculé comme un indice en chaîne repondéré chaque année, et s'il correspondait au calcul des paniers annuels de l'IPPA.

Les IPPA annuels sont calculés comme moyennes pondérées des IPPA mensuels, conformément au concept de panier mensuel de l'indice. L'USDA calcule les indices annuels comme moyennes des indices mensuels, ce qui s'éloigne de l'approche fondée sur le panier mensuel pour le calcul des séries mensuelles, et ce qui ne permet pas de s'assurer que chaque mois est représenté de façon équitable dans l'indice annuel[1].

L'indice de SC comprend des produits pour lesquels on a enregistré des recettes agricoles dans le panier, mais aucune vente, ce qui leur permet d'exercer une influence sur l'importance relative de la catégorie à laquelle ils appartiennent (cultures ou bétail). L'indice de l'USDA exclut simplement ces produits. L'indice des prix reçus par les agriculteurs comporte une période de référence de trois ans (1990 à 1992); tandis que l'IPPA repose sur une seule année (1997).

Sauf pour le recours à une période de référence pluriannuelle, toutes ces différences constituent des améliorations par rapport à la méthodologie de l'USDA, et fournissent un indicateur plus utile des mouvements des prix à la ferme.

Dans la méthodologie de l'USDA, on note qu'une période de référence de trois ans a été sélectionnée, car elle fournit, aux fins de comparaison[2], des prix pour la période de référence qui, globalement, se rapprochent davantage des tendances historiques touchant les prix que des prix sur une période d'un an. La volatilité des prix à la ferme est telle qu'il est préférable de privilégier une période de référence pluriannuelle à une période de référence d'une année.

On a retenu la période de référence de 1997 pour l'IPPA, en raison du changement d'année de référence des estimations des dépenses du SCN en prix constants de 1997, et de l'adoption de 1997=100 comme base pour la plupart des indices de prix de Statistique Canada. On pensait qu'il importait plus de disposer d'une série de l'IPPA comparable avec d'autres indices de prix publiés que d'une période de base correspondant mieux aux besoins spéciaux.

La différence entre les indices américains et canadiens est révélatrice de la différence de philosophie entre les programmes statistiques de deux pays.

1. Comme l'indiquent Milton et ses collaborateurs (1995), p.7, les règlements fédéraux relatifs au calcul des prix de parité exigent que l'USDA calcule ses indices annuels à titre de moyenne simple des indices mensuels. Ces règlements sont anachroniques pour l'indice mensuel des prix du panier saisonnier que les indices de prix reçus par les agriculteurs sont devenus.

2. Voir Milton et ses collaborateurs, 1995, p.1.

Aux États-Unis, de nombreux organismes sont associés à leurs programmes statistiques, et on met davantage l'accent sur les produits utiles pour les divers groupes de clients. Au Canada, l'organisme statistique est centralisé, et on met davantage l'accent sur la compatibilité de toutes les statistiques économiques avec le SCN.

Répercussions de la période de référence sur les mouvements de prix estimés

Au niveau annuel, l'IPPA est un indice de prix en chaîne à panier fixe et non un indice en chaîne de Laspeyres. S'il s'agissait d'un véritable indice en chaîne de Laspeyres, le choix de la période de référence aurait des répercussions sur les mouvements de la série, considérant qu'une période de référence ne comportant qu'une année nécessiterait aussi un panier ne reposant que sur une année.

Si l'IPPA correspondait à une période de référence pluriannuelle, on pourrait avoir une meilleure idée des tendances générales des prix des différents produits à court terme, grâce à un examen empirique des estimations annuelles les plus récentes. Une période de référence d'un an n'est pas aussi appropriée à cette fin, étant donné que l'estimation annuelle la plus récente pour un produit particulier peut être supérieure à la moyenne de l'IPPA, simplement parce que son prix en 1997 était inhabituellement faible. Le niveau ne serait alors pas inhabituellement élevé si la comparaison était fondée, par exemple, sur la période de référence de 1996 à 1998.

Tout compte fait, cela constitue un inconvénient mineur, comparativement aux avantages de la compatibilité avec d'autres mesures des prix et des volumes à Statistique Canada. Il se peut qu'à l'avenir, les responsables du SCN reviennent à un ensemble pluriannuel de prix constants (de 1926 à 1947, les estimations du produit intérieur brut ont été calculées en prix constants de 1935 à 1939) et il ne sera plus nécessaire de choisir une période de référence inappropriée pour assurer l'uniformité avec le SCN.

Bibliographie

Baldwin, Andrew, "Un indice de prix à panier saisonnier pour les légumes frais" , *Prix à la consommation et indices de prix* (Cat. 62-010-XPB), Statistics Canada : avril-juin 1987 : 105-124.

———, "Seasonal baskets in consumer price indices", *Journal of Official Statistics*, vol.6, 3, 1990 : pp.251-273.

Balk, Bert M. "Studies on the Construction of Price Index Numbers for Seasonal Products". Doctoral dissertation. University of Amsterdam, 1984.

Bean, L.H. and O.C.Stine, "Four Types of Index Numbers of Farm Prices", *Journal of the American Statistical Association*, XIX, 1924 : pp.30-35.

Berger, Jacques, *La mesure des mouvements des prix agricoles : Indice des produits agricoles à la production (IPPAP) présentation de la base 1990*, l'Institut national de la statistique et des études économiques, INSÉÉ Résultats no. 429, novembre 1995.

Carter, R.G. and E.T. Richards, "An Additional Series of Agricultural Price Indices", *Economic Trends*, No. 259, May 1975, pp.95-101.

Diewert, W.E, "The Treatment of Seasonality in the Cost-of-Living Index", in Diewert and Montmarquette (eds.) *La mesure du niveau des prix : Actes du colloque tenu sous l'égide de Statistique Canada*, pp. 1019-1045.

Dominion Bureau of Statistics, *Index Numbers of Farm Prices of Agricultural Products (Revised Using the New Time Base, 1961=100)*, Cat.62-529, Ottawa : 1969.

Eurostat, *Méthodologie des indices CÉ des prix agricoles (Output et input)*, Luxembourg : Office des publications officielles des Communautés européenes, 1985.

Krabicka, Vaclav and others, "Indice des prix des entrées dans l'agriculture (1981=100) (document de référence) " (draft), Statistics Canada, Prices Division, 1989.

Milton, Bob, Doug Kleweno and Herb Vanderberry, *Reweighting and Rconstructing USDA's Indexes of Prices Received and Paid by Farmers*, U.S. Department of Agriculture, Economics Statistics Branch, ESB Staff Report No. ESB-95-01, 1995.

Rothwell, Doris P., "Use of Varying Seasonal Weights in Price Index Construction", *JASA*, XLIII, 1958 : 66-77.

Shepherd, Geoffrey, "Appraisal of Alternative Concepts and Measures of Agricultural Parity Prices and Incomes", Staff Paper 10 in Price Statistics Review Committee of the National Bureau of Economic Research (ed.), *The Price Statistics of the Federal Government*, Washington : National Bureau of Economic Research, 1961 : 459-502.

Swanson, Earl R., "Unit Value Pricing of Prices Received by Farmers", Staff Paper 11 in *The Price Statistics of the Federal Government*, 1961 : 503-525.

Série de documents de travail sur l'agriculture et le milieu rural

(* La *Série de documents de travail sur l'agriculture et le milieu rural* est maintenant accessible dans le site Web de Statistique Canada (www.statcan.ca). À la page *Nos Produits et services*, sous *Parcourir les publications Internet (PDF ou HTML)*, choisissez *Gratuites*.)

N°1	(21-601-MPF1980001)	**Description de la méthode Theil de prévision de l'erreur quadratique moyenne pour la statistique agricole (1980)**, Stuart Pursey
N° 3	(21-601-MPF1981003)	**Examen du Projet de l'estimation du bétail et recommandations de mesures à prendre (1981)**, Bernard Rosien et Elizabeth Leckie
N° 4	(21-601-MPF1984004)	**Le secteur canadien des oléagineux : vue d'ensemble (1984)**, Glenn Lennox
N° 5	(21-601-MPF1984005)	**Analyse préliminaire de la contribution des paiements directs du gouvernement dans le revenu agricole net réalisé (1984)**, Lambert Gauthier
N° 6	(21-601-MPF1984006)	**Les caractéristiques des exploitants entrant en agriculture et leurs entreprises au sud de l'Ontario pour la période 1966 à 1976 (1984)**, Jean B. Down
N° 7	(21-601-MPF1984007)	**Sommaire des programmes d'aide à la production agricole aux États-Unis (1984)**, Allister Hickson
N° 8	(21-601-MPF1984008)	**Intensité de la pratique de la jachère dans les Prairies : Une analyse des données du recensement de 1981 (1984)**, Les Macartney
N° 9	(21-601-MPF1985009)	**Évolution de la structure du secteur porcin au Canada (1985)**, Mike Shumsky
N° 10	(21-601-MPF1986010)	**Révisions au traitement des loyers de maisons imputés dans les comptes de fermes canadiennes, 1926-1979 (1986)**, Mike Trant
N° 11	(21-601-MPF1992011)	**L'estimateur par le quotient : explication intuitive et utilisation pour estimer les variables agricoles (1992)**, François maranda et Stuart Pursey
N° 12	(21-601-MPF1991012)	**L'effet de la distortion géographique causée par la règle de l'emplacement (1991)**, Rick Burroughs
N° 13	(21-601-MPF1991013)	**La qualité des données agricoles : forces et faiblesses (1991)**, Stuart Pursey
N° 14	(21-601-MPF1992014)	**Autres cadres d'examen des données rurales (1992)**, A.M. Fuller, Derek Cook et Dr. John Fitzsimons
N° 15	(21-601-MPF1993015)	**Tendances et caractéristiques relatives aux régions rurales et aux petites villes du Canada (1993)**, Brian Bigs, Ray Bollman et Michael McNames
N° 16	(21-601-MPF1992016)	**La microdynamique et l'organisation économique de la famille agricole dans le changement structurel en agriculture (1992)**, Phil Ehrensaft et Ray Bollman
N° 17	(21-601-MPF1993017)	**Consommation de céréales et de graines oléagineuses par le bétail et la volaille, Canada et provinces, 1992**, Section du bétail et des produits d'origine animale
N° 18	(21-601-MPF1994018)	**Changements structurels dans le domaine agricole - Étude comparative des tendances et des modèles observés au Canada et aux États-Unis**, Ray Bollman, Leslie A. Whitener et Fu Lai Tung
N° 19	(21-601-MPF1994019)	**Revenu total de la famille agricole selon le type d'exploitation et la taille de celle-ci, et selon la région, en 1990 (1994)**, Saiyed Rizvi, David Culver, Lina Di Piétro et Kim O'Connor
N° 20	(21-601-MPF1991020)	**L'adaptation dans le secteur agricole au Canada (1994)**, George McLaughlin
N° 21	(21-601-MPF1993021)	**Microdynamique de la croissance et de la décroissance des exploitations agricoles : une comparaison Canada - États-Unis**, Fred Gale et Stuart Pursey
N° 22	(21-601-MPF1992022)	**Les structures des gains des ménages agricoles en Amérique du Nord - Positionnement pour la libéralisation des échanges**, Leonard Apedaile, Charles Barnard, Ray Bollman et Blaine Calkins
N° 23	(21-601-MPF1992023)	**Secteur de la pomme de terre : comparaison entre le Canada et les États-Unis**, Glenn Zepp, Charles Plummer et Barbara McLaughlin
N° 24	(21-601-MPF1994024)	**Étude comparative des données américaines et canadiennes sur la structure des fermes**, Victor J. Oliveira, Leslie A. Whitener et Ray Bollman
N° 25	(21-601-MPF1994025)	**Méthodes statistiques de la Sous-section de la commercialisation des grains, document de travail, version 2**, Karen Gray
N° 26	(21-601-MPF1994026)	**Rendement des exploitations agricoles : Estimations établies à partir de la base de données complètes sur les exploitations agricoles**, W. Steven Danford
N° 27	(21-601-MPF1994027)	**La mesure de l'emploi touristique dans les régions rurales**, Brian Biggs

Série de documents de travail sur l'agriculture et le milieu rural (suite)

(* La *Série de documents de travail sur l'agriculture et le milieu rural* est maintenant accessible dans le site Web de Statistique Canada (www.statcan.ca). À la page *Nos Produits et services*, sous *Parcourir les publications Internet (PDF ou HTML)*, choisissez *Gratuites*.)

N° 28*	(21-601-MIF1995028)	**Délimitation de l'écoumène agricole canadien de 1991**, Timothy J. Werschler
N° 29	(21-601-MPF1995029)	**Étude cartographique de la diversité des économies rurales : une typologie préliminaire du Canada rural**, Liz Hawkins
N° 30*	(21-601-MIF1996030)	**Structure et tendances de l'emploi rural au Canada et dans les pays de l'OCDE**, Ron Cunningham et Ray D. Bollman
N° 31*	(21-601-MIF1996031)	**Une nouvelle approche pour les régions autres que les RMR/AR**, Linda Howatson-Leo et Louise Earl
N° 32	(21-601-MPF1996032)	**L'emploi dans l'agriculture et ses industries connexes en région rurale : structure et changement 1981-1991**, Sylvain Cloutier
N° 33*	(21-601-MIF1998033)	**Exploiter une ferme d'agrément - pour le plaisir ou le profit?**, Stephen Boyd
N° 34*	(21-601-MIF1998034)	**Utilisation de la technologie d'imagerie documentaire dans le recensement canadien de l'agriculture de 1996**, Mel Jones et Ivan Green
N° 35*	(21-601-MIF1998035)	**Tendances de l'emploi au sein de la population active non métropolitaine**, Robert Mendelson
N° 36*	(21-601-MIF1998036)	**La population des milieux ruraux et des petites villes s'accroît pendant les années 90**, Robert Mendelson et Ray D. Bollman
N° 37*	(21-601-MIF1998037)	**La composition des établissements commerciaux dans les petites et les grandes collectivités du Canada**, Robert Mendelson
N° 38*	(21-601-MIF1998038)	**Le travail hors ferme des exploitants de fermes de recensement : Aperçu de la structure et profils de mobilité**, Michael Swidinsky, Wayne Howard et Alfons Weersink
N° 39*	(21-601-MIF1999039)	**Le capital humain et le développement rural : quels sont les liens?**, Ray D. Bollman
N° 40*	(21-601-MIF1999040)	**Utilisation de l'ordinateur et d'Internet par les membres des ménages ruraux**, Margaret Thompson-James
N° 41*	(21-601-MIF1999041)	**Les cotisations aux REER des producteurs agricoles canadiens en 1994**, Marco Morin
N° 42*	(21-601-MIF1999042)	**Intégration des données administratives et des données d'enquête de recensement**, Michael Trant et Patricia Whitridge
N° 43*	(21-601-MIF2001043)	**La dynamique du revenu et de l'emploi dans le Canada rural : le risque de la pauvreté et de l'exclusion**, Esperanza Vera-Toscano, Euan Phimister et Alfons Weersink
N° 44*	(21-601-MIF2001044)	**Migration des jeunes ruraux entre 1971 et 1996**, Juno Tremblay
N° 45*	(21-601-MIF2001045)	**Évaluation du bien-être économique des Canadiens ruraux au moyen d'indicateurs de revenu**, Carlo Rupnik, Margaret Thompson-James et Ray D. Bollman
N° 46*	(21-601-MIF2001046)	**Tendances géographiques du bien-être socioéconomique des collectivitées des Premières nations**, Robin P. Armstrong
N° 47*	(21-601-MIF2001047)	**Répartition et concentration des animaux de ferme au Canada**, Martin S. Beaulieu
N° 48*	(21-601-MIF2001048)	**Élevage intensif des animaux de ferme : la taille de l'exploitation a-t-elle son importance?**, Martin S. Beaulieu
N°49*	(21-601-MIF2001049)	**La statistique agricole au service du développement rural,** Ray D. Bolllman
N°50*	(21-601-MIF2001050)	**Situation relative à l'emploi dans les régions rurales et les petites villes : Structure par industrie,** Roland Beshiri et Ray D. Bolllman
N°51*	(21-601-MIF2001051)	**Le temps passé au travail : Comment les agriculteurs jonglent avec leur temps et incidences sur le revenu familial total,** Sylvain Cloutier
N°52*	(21-601-MIF2001052)	**Le profil des producteurs de maïs-grain et de soya génétiquement modifiés au Québec et en Ontario,** Bernard Hategekimana
N°53*	(21-601-MIF2002053)	**Intégration des marchés des bovins du Canada et des États-Unis,** Rita Athwal

Série de documents de travail sur l'agriculture et le milieu rural (fin)

(* La *Série de documents de travail sur l'agriculture et le milieu rural* est maintenant accessible dans le site Web de Statistique Canada (www.statcan.ca). À la page *Nos Produits et services*, sous *Parcourir les publications Internet (PDF ou HTML)*, choisissez *Gratuites*.)

N°54*	(21-601-MIF2002054)	**Maïs-grain et soya génétiquement modifiés au Québec et en Ontario en 2000 et 2001**, Bernard Hategekimana
N°55*	(21-601-MIF2002055)	**Tendances migratoires récentes dans les régions rurales et petites villes du Canada**, Neil Rothwell et autres
N°56*	(21-601-MIF2002056)	**Rendement du secteur du commerce de détail des aliments dans la chaîne agroalimentaire**, David Smith et Michael Trant
N°57*	(21-601-MIF2002057)	**Caractéristiques financières des entreprises acquises dans l'industrie alimentaire canadienne**, Martin S. Beaulieu
N°58*	(21-601-MIF2002058)	**Structure des échanges provinciaux**, Marjorie Page
N°59*	(21-601-MIF2002059)	**Analyse de la rentabilité dans le secteur de la transformation des aliments au Canada**, Rick Burroughs et Deborah Harper
N°60*	(21-601-MIF2002060)	**La diversification du monde rural**, Marjorie L. Page
N°61*	(21-601-MIF2002061)	**Définitions de « rural »**, Valerie du Plessis et autres
N°62*	(21-601-MIF2003062)	**Profil géographique des animaux de ferme au Canada, 1991-2001**, Martin S. Beaulieu et Frédéric Bédard
N°63*	(21-601-MIF2003063)	**Disparité infraprovinciale des revenus au Canada : Données de 1992 à 1999**, Alessandro Alasia
N°64*	(21-601-MIF2003064)	**Les économies et le commerce agricoles Canada-Mexique : des relations nord-américaines plus étroites**, Verna Mitura et autres
N°65*	(21-601-MIF2003065)	**Adoption de technologies informatiques par les entreprises agricoles canadiennes : analyse fondée sur le Recensement de l'agriculture de 2001**, Jean Bosco Sabuhoro et Patti Wunsch
N°66*	(21-601-MIF2004066)	**Facteurs d'utilisation d'Internet à la maison au Canada, 1998 à 2000**, Vik Singh
N°67*	(21-601-MIF2004067)	**Cartographie de la diversité socioéconomique du Canada rural : Une analyse multidimensionnelle**, Alessandro Alasia
N°68*	(21-601-MIF2004068)	**Incidence de l'investissement direct étranger sur le secteur agroalimentaire : analyse empirique**, W.H. Furtan et J.J. Holzman
N°69*	(21-601-MIF2004069)	**Le secteur canadien des bovins de boucherie et les répercussions de l'ESB sur le revenu des familles agricoles**, Verna Mitura et Lina Di Piétro
N°70*	(21-601-MIF2004070)	**Mesure de la concentration dans les industries de transformation des aliments**, Darryl Harrison et James Rude
N°71*	(21-601-MIF2004071)	**Tendances de l'activité liée au travail autonome non agricole chez les femmes des régions rurales**, Valerie du Plessis